

Documento de trabajo 98-22
Series de Economía 06
Octubre 98

Departamento de Economía
Universidad Carlos III de Madrid
Calle Madrid, 126
28903 Getafe (Spain)
Fax (341) 624-98-75

LA DEMANDA ATENDIDA DE CONSULTAS MÉDICAS Y ATENCIÓN URGENTE

Begoña Álvarez*

Resumen

El objetivo de este artículo es estudiar los determinantes de la utilización de las consultas al médico y de la atención urgente en España. En el modelo teórico, los individuos se protegen frente a los riesgos financieros de la enfermedad contratando seguros sanitarios y producen salud a partir de una dotación exógena, combinando asistencia sanitaria y otros bienes de consumo cotidiano. La forma reducida de la demanda de asistencia sanitaria se estima a partir de los datos de la Encuesta Nacional de Salud de 1993, complementada en el apartado socioeconómico con la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. Las variables dependientes de los modelos de regresión son el número de consultas realizadas por los entrevistados. La comparación de los modelos econométricos propuestos muestra la superioridad de la especificación doble valla binomial negativa en la utilización de las consultas al médico y de un modelo de decisión en una sola parte basado en la distribución binomial negativa en las consultas urgentes. El método de mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos se presenta como una técnica de estimación alternativa en este último caso. Los resultados confirman la relevancia de los factores biológicos y de los estilos de vida en las decisiones del individuo. Las características particulares del Sistema Nacional de Salud español desvirtúan el papel de la renta como determinante de la capacidad de acceso a los servicios sanitarios, pero conceden relevancia al coste de oportunidad del tiempo de los ciudadanos. Por último, no hallamos resultados concluyentes confirmen la hipótesis de una demanda inducida por la oferta en las consultas al médico.

Palabras clave: Demanda de asistencia sanitaria; demanda inducida por la oferta; modelos de datos de conteo ; mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos.

* Álvarez, Departamento Economía, Universidad Carlos III de Madrid; E-mail: alvarez@eco.uc3m.es

Esta investigación ha estado financiada por el proyecto con referencia 96/1787 concedido por el Fondo de Investigaciones Sanitarias (FIS) del Ministerio de Sanidad y Consumo. Quiero agradecer los valiosos comentarios y las sugerencias recibidas de Miguel A. Delgado y Félix Lobo durante la realización de este artículo.



1.INTRODUCCIÓN

La demanda de atención médica puede interpretarse como la manifestación que hacen los individuos de sus necesidades sanitarias. Esta visión de la realidad presenta al ciudadano como el actor principal encargado de ligar el gasto sanitario a su finalidad última, esto es, la consecución de un mayor nivel de salud. Sin embargo, ni toda necesidad acaba convirtiéndose en utilización, ni toda utilización responde a una necesidad objetiva de la misma. La ruptura en la cadena natural que debería ligar ambos aspectos está provocada por el efecto de factores que van desde los puramente ligados a la percepción física y psíquica de las enfermedades, a los condicionantes económicos, sociales, institucionales y geográficos que facilitan o entorpecen el acceso final de la población a los servicios sanitarios.

Este artículo estudia el impacto de todos estos factores en la dimensión medible y observable de la demanda -comúnmente conocida como "demanda atendida"- de dos servicios concretos: las consultas ordinarias al médico y las consultas a los servicios de urgencia. La consulta médica ordinaria, bien sea de atención primaria o especializada, es la principal vía de entrada a cualquier sistema sanitario. Es el servicio sanitario más frecuentado y, por tanto, más permeable a las condiciones de acceso y a las propias características de los usuarios. Las consultas a los servicios de urgencia tienen otros matices añadidos que las hacen particularmente relevantes. En teoría se trata de una atención extraordinaria, ligada a estados de urgencia médica¹. En la práctica sucede que la gravedad no se puede objetivar fácilmente y su presencia se diluye en el efecto perverso de ciertos elementos que conforman la estructura social de la comunidad de referencia, provocando utilizaciones inadecuadas o, en el peor de los casos, fraudulentas de estos servicios².

Aunque la literatura internacional que analiza la demanda de asistencia sanitaria es relativamente extensa, en España los estudios sobre esta materia no han sido muy abundantes. Cabe citar, sin embargo, los trabajos de Calonge (1988), González y Murillo (1988) y Sáez et al. (1994), todos ellos referidos al ámbito catalán. En el trabajo que aquí se presenta, la informa-

¹ La urgencia médica se define como aquella situación que surge cuando al producirse un cambio en la salud del individuo éste, o las personas responsables de él, consideran que es preciso una actuación médica inmediata.

² En un estudio elaborado por Alonso et al. (1993), se presenta una recopilación de investigaciones acerca del uso impropio de los servicios de urgencia hospitalarios españoles. Los datos que allí se ofrecen identifican como consultas inapropiadas porcentajes que oscilan entre el 35,5 % y el 71,2 % -según los hospitales- del total de consultas realizadas en dichos servicios.

ción procede de la Encuesta Nacional de Salud de 1993 y, en ese sentido, abarca un ámbito de estudio más amplio que los anteriores. Desafortunadamente, esta encuesta no ofrece datos sobre el nivel de renta de los entrevistados. Dado el interés de esta variable en las decisiones sanitarias, se ha implementado un procedimiento para recuperarla a partir de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91. El análisis econométrico de los modelos de utilización de los servicios sanitarios seleccionados se aborda a partir de algunos de los desarrollos más recientes aparecidos en la literatura para el tratamiento de este tipo de información.

El modelo teórico que planteamos se basa en el propuesto por Cameron et al. (1988). Este modelo ha servido de referencia en estudios empíricos realizados con datos australianos (Cameron et al. 1988), alemanes (Pohlmeier y Ulrich, 1995), estadounidenses (Gurmu, 1997) y británicos (Windmeijer y Santos Silva, 1997). En líneas generales, se presenta un contexto en el que cada individuo contrata un seguro sanitario que le cubre frente al riesgo de una enfermedad, elige su cesta de consumo preferida y combina diferentes formas de asistencia sanitaria para producir salud. En la versión del modelo aquí considerada, la salud se produce no sólo a partir de asistencia sanitaria sino también de otros bienes de consumo cotidiano. Con ello tratamos de presentar un contexto de decisión más amplio y consecuente con las evidencias empíricas que, durante las últimas décadas, han puesto de manifiesto la influencia de determinados consumos en los patrones de morbilidad y mortalidad de la población.

Las variables de utilización de asistencia sanitaria seleccionadas se refieren al número de consultas realizadas por los entrevistados durante el periodo de referencia. Es decir, se trata de datos de conteo que toman exclusivamente valores enteros, incluido el cero. La literatura econométrica presenta dos enfoques para el tratamiento de estos datos. En primer lugar tenemos los modelos estándar que presentan al paciente como el único decisor de la cantidad de servicios médicos que utiliza. En este caso, el proceso generador de los datos se suele modelar mediante la distribución Poisson. Sin embargo, esta especificación se ha demostrado que es muy restrictiva en situaciones en las cuales no se puede garantizar la igualdad entre la media y la varianza. Para resolver este problema se han introducido formas paramétricas más flexibles, como la Binomial Negativa o la Geométrica, que permiten mayor o menor dispersión que la impuesta por la distribución Poisson. Esta flexibilidad conlleva la inclusión de parámetros adicionales no siempre relevantes en el análisis. Si el interés se centra en la estimación de los parámetros de la esperanza condicional, se puede prescindir de una parametrización previa de la distribución,

estimando los parámetros de la media por mínimos cuadrados generalizados (MCG) no lineales, como han sugerido Robinson (1987) y Delgado (1992). Las varianzas condicionales en este caso no se parametrizan y son estimadas de forma no paramétrica. Estos estimadores son los pesos en el procedimiento de MCG. Las estimaciones de los parámetros de la media obtenidas mediante este procedimiento son consistentes y asintóticamente eficientes si la especificación del modelo de regresión es correcta. En este trabajo el método semiparamétrico será implementado junto a los procedimientos máximo verosímiles basados en la especificación Poisson y Binomial Negativa.

El segundo enfoque corresponde a quienes defienden que la asimetría de información que caracteriza la relación médico-paciente (Arrow, 1965), unida a los incentivos económicos a los que se enfrenta el personal sanitario, inducen una usurpación de la soberanía del paciente por parte de quienes les prestan los servicios médicos. Desde el punto de vista empírico, esta afirmación implica que el proceso de decisión se divide en dos partes. En la primera, es el propio paciente quien decide contactar con los servicios. Una vez que decide establecer el contacto, el usuario delega su soberanía en el médico que, condicionado por incentivos económicos, de prestigio, o simplemente por lo que él considera una buena práctica médica, acaba determinando la cantidad final de servicios que recibe el enfermo. En este artículo, contrastaremos la plausibilidad de esta hipótesis en el caso de las consultas al médico estimando un modelo doble valla basado en la distribución Binomial Negativa, siguiendo la propuesta de Pohlmeier y Ulrich (1995).

En la siguiente sección se describe el marco teórico del trabajo. En la sección 3 se hace una descripción de la información relevante contenida en la Encuesta Nacional de Salud de 1993. Los diferentes modelos econométricos que se han utilizado en el estudio de la demanda de asistencia sanitaria, así como los métodos de estimación aplicados se presentan en la sección 4. Por último, se comparan los modelos utilizados y se describen los resultados obtenidos a partir de las especificaciones preferidas. En un apéndice final se describen algunos detalles analíticos del trabajo.

2. EL MODELO TEÓRICO.

El modelo que presentamos a continuación está basado en el propuesto por Cameron et al. (1988). Los individuos derivan utilidad de ciertas características y propiedades que poseen los

bienes adquiridos en el mercado y no directamente de los bienes mismos³. La salud se concibe como el resultado de un proceso de producción en el que los inputs son las distintas formas de asistencia sanitaria y la tecnología está determinada por factores biológicos y del entorno socioeconómico del individuo. Como en el modelo seminal de Grossman (1972a), la demanda de asistencia sanitaria que se obtiene es una demanda derivada de la interacción entre la función de demanda de salud y la función de producción de salud: las personas desean salud y demandan asistencia sanitaria para producirla. Nosotros suponemos un proceso de producción de salud en el que, además de asistencia sanitaria, intervienen otros bienes de consumo cotidiano cuyo efecto marginal puede ser positivo o negativo. Este tipo de funciones de producción de salud han sido utilizadas en los artículos de Grossman (1972 a), Rosenweight y Schultz (1983) y Kenkel (1995), entre otros. Todas estas premisas se combinan en un marco teórico sencillo, acorde al entorno institucional que observamos en el que los ciudadanos se cubren frente a la incertidumbre de la enfermedad contratando seguros sanitarios.

2.1. El problema del consumidor.

El consumidor no obtiene utilidad directa de los bienes que adquiere en el mercado sino que los transforma por medio de tecnologías de producción individual. Los outputs finales son los verdaderos “objetos” de utilidad. Uno de ellos es la salud. Las preferencias se representan mediante una función creciente y cuasi-cóncava en sus argumentos:

$$U = U(F(C_t), G(D_t), F(C_{t+1}), G(D_{t+1}), H_{t+1} | A, v, \sigma). \quad (2.1)$$

Los subíndices t y $t + 1$ representan los dos periodos de tiempo en los que el individuo toma sus decisiones. Las preferencias están condicionadas por las características personales y del entorno familiar del individuo representadas por A , el gusto particular por la salud, v , y el grado de aversión al riesgo, σ .

Suponemos que las tecnologías de producción $F(\cdot)$ y $G(\cdot)$ muestran rendimientos constantes

³ Este enfoque se enmarca en las nuevas teorías del consumidor iniciadas por Becker (1965) y Lancaster (1966).

a escala en su único factor productivo⁴, es decir

$$F(C_k) = C_k \quad k = t, t+1$$

$$G(D_k) = D_k \quad k = t, t+1.$$

Los inputs C_k y D_k combinan bienes comprados en el mercado y el tiempo complementario utilizado por el consumidor para extraer de ellos bienestar. La diferencia entre ambos estriba en que el consumo de D_k , además de ser placentero, afecta a la salud del individuo.

Al comienzo del periodo t , cada persona puede verse afectada, de forma aleatoria, por las enfermedades que representamos por h . La persona desconoce cuál va a ser la realización de esta variable, pero anticipa las probabilidades de que ocurra cada uno de los estados posibles. Denotamos por $\Pi(h | A)$ la distribución de probabilidad condicional a priori que el individuo define sobre h dadas sus características personales A (edad, sexo, enfermedades crónicas, etc.). Para protegerse frente al riesgo financiero que supone el gasto sanitario provocado por una enfermedad, el individuo puede contratar un seguro sanitario j cuyas características (cobertura, copagos, organización de los servicios, etc.) están representadas por J .

El nivel de salud deseado H_{t+1} se produce mediante una tecnología definida por la función $H(\cdot)$ que toma como inputs los bienes que componen D_k y L formas distintas de asistencia sanitaria contenidas en el vector M_{t+1} :

$$H_{t+1} = H(D_t, D_{t+1}, M_{1,t+1}, \dots, M_{L,t+1} | h, A, J). \quad (2.2)$$

La aportación de cada uno de esos bienes a la salud es diferente. Si suponemos que $D_k = (D_k^S, D_k^N)$, donde D_k^S es un subvector de bienes con efectos saludables y D_k^N un subvector formado por bienes con repercusiones nocivas para la salud, la tecnología de producción es tal que,

$$\begin{aligned} H_{M_l}(h; A, J) &= \frac{\partial H_{t+1}}{\partial M_{l,t+1}} \geq 0 \quad l = 1, \dots, L \\ H_{D_k^S}(h; A, J) &= \frac{\partial H_{t+1}}{\partial D_k^S} \geq 0 \quad k = t, t+1 \\ H_{D_k^N}(h; A, J) &= \frac{\partial H_{t+1}}{\partial D_k^N} \leq 0 \quad k = t, t+1. \end{aligned}$$

⁴Se trata de un supuesto en los modelos de producción individual. Si este supuesto no se impone, los precios sombra de los bienes producidos dependen de las preferencias del productor que entonces actuaría como monopsonista (ver Pollack y Watcher, 1985).

Las productividades marginales de los bienes dependen de la realización de h^5 y difieren entre los individuos según sus características personales A y las del seguro sanitario contratado, J^6 . Dada una realización de h , la edad y las enfermedades crónicas reducen la productividad marginal de la asistencia sanitaria y actúan como catalizadores del efecto perjudicial provocado por los bienes nocivos. El sexo es otro de los factores biológicos que condicionan la producción de salud en un sentido, a priori, difícil de predecir. De acuerdo con la hipótesis de Grossman (1972a,b), la educación interviene en el proceso de producción como un generador de eficiencia. Esta mayor capacidad para generar salud de los más educados tiene que ver, en el caso de la asistencia sanitaria, con aspectos tan importantes como el cumplimiento del tratamiento prescrito por el médico, la comprensión del mismo por parte del paciente o, simplemente, el tipo de servicio utilizado. Las características del seguro sanitario condicionan el tipo y la calidad de los servicios utilizados. Por ejemplo, un ciudadano español que tenga cobertura sanitaria pública y necesite atención especializada deberá consultar previamente a un médico generalista. Sin embargo, un seguro privado puede permitir el acceso directo del paciente al médico especialista.

Los incentivos económicos afectan al consumidor a través de su restricción presupuestaria. Denotamos por Y_t e Y_{t+1} las rentas (netas de impuestos y cotizaciones a la Seguridad Social) disponibles en cada período. En este modelo, la renta se supone exógena⁷. Al comienzo del periodo t , y antes de conocer la realización de h , el individuo puede contratar un seguro sanitario genérico j por el que paga una prima P_j ,

$$Y_{tj} + P_j = Y_t.$$

Puesto que estamos considerando rentas netas de las contribuciones del individuo a la finan-

⁵ Es razonable pensar que una consulta médica tiene una contribución marginal mayor en la salud de una persona enferma que en la de una sana. Los servicios de un masajista pueden resultar relajantes pero si, además, la persona que los recibe sufre algún tipo de dolencia muscular, el bienestar que producen es mayor. Un cigarrillo fumado por una persona sana es prácticamente inocuo pero puede ser dañino para una persona con una afección pulmonar.

⁶ Aunque aquí no nos detenemos a analizar la dimensión temporal del problema del consumidor, parece razonable suponer que el efecto marginal de los inputs no sanitarios sobre la salud se refuerza con el tiempo, es decir,

$$\frac{\partial H_{t+1}}{\partial D_t^S} \leq \frac{\partial H_{t+1}}{\partial D_{t+1}^S} \text{ y } \frac{\partial H_{t+1}}{\partial D_t^N} \geq \frac{\partial H_{t+1}}{\partial D_{t+1}^N}.$$

⁷ Este supuesto elimina cualquier consideración acerca de la existencia de una demanda de salud por motivo de inversión. Dado que no es el propósito de este artículo discutir ese aspecto, remitimos al lector interesado al planteamiento teórico expuesto en Grossman (1972a, 1972b) y al artículo de Ettner (1995) como evidencia empírica de la relación entre salud y renta.

ciación de la sanidad pública, este precio será mayor que cero sólo si el individuo compra un seguro privado.

Los bienes incluidos en D se adquieren en el mercado a un precio P_D . El agregado de bienes C se toma como numerario. En el período $t + 1$, el individuo dispone de la renta Y_{t+1} y de los recursos financieros s ahorrados en t y retribuidos a un tipo de interés r . Con ese dinero, adquiere los bienes que consumirá ese período y la asistencia sanitaria necesaria para producir H_{t+1} cuyo vector de precios es \bar{P}_{jm}

$$C_t + P_D D_t + s = Y_{tj} \quad (2.3)$$

$$C_{t+1} + P_D D_{t+1} + \bar{P}'_{jm} M_{t+1} = Y_{t+1} + (1 + r)s. \quad (2.4)$$

Conviene detenerse un momento en el significado del precio de la asistencia sanitaria en un sistema sanitario como el español. El Sistema Nacional de Salud español garantiza la asistencia sanitaria a todos los ciudadanos sin exigir contraprestación monetaria por servicio recibido⁸. En un contexto como éste, la elasticidad de la demanda respecto al precio monetario pierde protagonismo. Ello no implica, de ningún modo, que la asistencia sanitaria sea gratuita. El sistema de racionamiento de los servicios sanitarios por medio de colas y listas de espera exige, por parte del paciente, la dedicación de una parte -en ocasiones considerable- de su tiempo para recibir atención médica. La magnitud del coste del tiempo para el individuo depende de las facilidades de acceso al servicio y del tipo de actividad que deba interrumpir para realizar la consulta (ver Coffey, 1983, Wagstaff, 1986 y Cauley, 1987). De esta manera, el precio de la asistencia sanitaria difiere entre los usuarios de la misma según el lugar de residencia, la organización de los servicios a los que acude y la situación profesional que posea.

Una vez definidos los elementos que intervienen en la decisión del individuo y sin otra información adicional, el consumidor maximiza la utilidad esperada

$$EU_j = \int_h U(C_t, D_t, C_{t+1}, D_{t+1}, H_{t+1} \mid A, v, \sigma) d\Pi(h \mid A) + w_j \quad j = 1, \dots, Q \quad (2.5)$$

sujeta a la restricciones tecnológicas (2.2) y monetarias (2.3) y (2.4), siendo Q es el número de formas diferentes de cobertura sanitaria que existen. La variable w_j incluye todas aquellas variables omitidas en la especificación del modelo.

⁸Dejamos aparte la asistencia no cubierta por el seguro médico.

2.2. La demanda de asistencia sanitaria.

Para obtener una función de demanda estimable, se resuelve el problema del consumidor suponiendo que éste ya conoce su dotación de salud h^* y ha elegido la cobertura sanitaria j que más le conviene. Es decir, se maximiza la utilidad *ex-post*,

$$U^*(C_t, D_t, C_{t+1}, D_{t+1}, H_{t+1} \mid h^*, A, v, \sigma, J). \quad (2.6)$$

sujeta a las restricciones correspondientes y se obtiene la demanda de asistencia sanitaria *ex-post*, condicionada a la elección de la cobertura j ,

$$M_{lj}^* = M(P_{lj}; h^*, A, v, \sigma, J, Y). \quad (2.7)$$

La demanda *ex-ante* se obtiene de resolver el problema de optimización para cada posible realización de h , ponderando cada uno de los resultados por la probabilidad de que ocurra $\Pi(h \mid A)$,

$$E_h(M_{lj}^*) = \int M(P_{lj}, h; A, v, \sigma, J, Y) d\Pi(h \mid A). \quad (2.8)$$

Tal y como se expuso al comienzo de este apartado, el precio de la asistencia sanitaria percibido por cada usuario depende del tipo de cobertura sanitaria que tenga la persona y de su situación profesional, de modo que:

$$P_{lj} = P(T_j, R_1, \dots, R_k)$$

donde T_j es una variable artificial con valor uno si el individuo ha elegido el seguro sanitario j y R_k , $k = 1, \dots, K$ son también variables artificiales referidas a los posibles estatus profesionales de los individuos.

Dado que existen Q formas posibles de cobertura sanitaria, introducimos otras tantas variables artificiales que recogen el hecho de poseer o no cada una de ellas.

Finalmente obtenemos la expresión de la demanda de asistencia sanitaria sin condicionar a la elección de la cobertura, $E(M_{lj} \mid h, T_1, \dots, T_Q, R_1, \dots, R_K, A, v, \sigma, J, Y)$.

Para estimar un modelo de demanda como el que acabamos de presentar, se suele considerar como variable dependiente la demanda atendida, medida como el volumen de servicios utilizado por el individuo. Si no se añade ninguna puntualización adicional, aproximar la demanda mediante la utilización supone aceptar que el paciente es el único responsable de la cantidad final de servicios utilizada. Stoddart y Barer (1981) apuntan que esta aproximación es errónea cuando

existen incentivos a la inducción de la demanda por parte de los profesionales sanitarios. En este caso, la especificación del modelo empírico podría mejorarse considerando los dos componentes de la misma: la utilización iniciada por el paciente, que respondería a los incentivos que acabamos de presentar en el modelo, y la utilización inducida por el médico, que puede estudiarse incluyendo variables relacionadas con la dotación de recursos humanos sanitarios en la población de referencia. En las secciones siguientes consideramos esta posibilidad y planteamos una especificación econométrica de la demanda atendida que nos permite contrastar la posible existencia de una utilización inducida por la oferta.

3. LOS DATOS: ENCUESTA NACIONAL DE SALUD 1993 Y ENCUESTA DE PRESUPUESTOS FAMILIARES 1990-91.

Los datos utilizados en las estimaciones de los modelos de demanda de asistencia sanitaria proceden de la Encuesta Nacional de Salud de 1993, elaborada por el Ministerio de Sanidad y Consumo entre enero y febrero de 1993 y de la Encuesta de Presupuestos Familiares de 1990-91 (EPF 1990-91), elaborada por el Instituto Nacional de Estadística entre abril de 1990 y marzo de 1991.

La ENS93 de adultos ofrece información sobre 21.061 encuestados mayores de 16 años. La muestra está diseñada manteniendo cuotas de sexo y edad entre la población no institucionalizada de todo el territorio nacional. Esta encuesta ofrece información detallada acerca de la utilización de asistencia sanitaria, el estado de salud, los hábitos de vida de los entrevistados y aspectos sociodemográficos relativos a sus hogares. Sin embargo no incluye información directa relativa a la posición económica familiar. La EPF 1990-91, por su parte, presenta una amplia información socioeconómica sobre 21.115 hogares españoles pero contiene escasa información sanitaria sobre los individuos⁹. Ambas encuestas tienen en común un conjunto de variables explicativas del nivel de renta de los hogares españoles. Este hecho abre la posibilidad de utilizar de forma complementaria la información de ambas bases de datos.

Como se observa en la Tabla 8, en algunos casos existen discrepancias considerables entre los estadísticos descriptivos de las variables procedentes de una y otra encuesta. Es razonable

⁹La información sobre utilización sanitaria que ofrece se restringe al gasto privado realizado por los hogares y al tipo de cobertura sanitaria de los miembros del hogar.

que esto ocurra dado que se trata de encuestas elaboradas por dos agencias gubernamentales diferentes y, por tanto, ni el diseño muestral, ni la definición de todas las variables es idéntica. En cualquier caso, a efectos de combinar ambas encuestas, no nos interesa tanto la distribución marginal de las variables sino contrastar si los individuos pertenecientes a las poblaciones entrevistadas en ambas encuestas responden de forma semejante y con la misma intensidad frente a estímulos iguales. Para comprobar esta hipótesis, procedimos de la siguiente forma. Modelamos la decisión de contratar un seguro privado añadido a la cobertura de financiación pública. Estimamos el modelo con datos de la ENS93 y de la EPF90-91. Posteriormente, se predijeron las probabilidades de decisión de compra de un seguro privado para los individuos entrevistados en la ENS93, utilizando el modelo estimado con datos de la EPF90-91 y el estimado con la propia ENS93. La correlación de las probabilidades estimadas con ambos modelos fue 0.94. Aunque el resultado no es, ni mucho menos, concluyente respecto a la complementariedad de las muestras, sí puede tomarse como una evidencia a favor de un efecto condicional de las variables explicativas similar en los dos casos.

El indicador de la posición económica de los hogares de los entrevistados en la ENS93 se ha obtenido estimando un modelo de regresión a partir de los datos EPF90-91, tomando como variable dependiente el gasto total de los hogares y como regresores el conjunto de variables explicativas comunes en las dos encuestas. Los valores predichos con esta regresión se han imputado a los entrevistados en la ENS93, empleando como vínculo las variables compartidas.

La muestra final utilizada en la estimación de los modelos de demanda de asistencia sanitaria está compuesta por la información relativa a 14.922 hombres y mujeres mayores de dieciséis años, que respondieron en la ENS93 a todas las preguntas de interés para el estudio.

En las Tablas 1, 2 y 3 se presentan datos descriptivos de la información utilizada que analizamos con más detalle a continuación.

3.1 La utilización de asistencia sanitaria.

La ENS93 ofrece información sobre el número de veces que los entrevistados han consultado al médico en los quince días previos a la entrevista. Esta información se recoge en la variable *NUCON*. El 19'3 % de las personas de la muestra utilizaron este servicio, realizando una media de 1'3 consultas durante los quince días de referencia. El Sistema Nacional de Salud español

ofrece dos niveles asistenciales: la atención primaria y la especializada. La primera actúa como puerta de entrada a la segunda que se presta en los hospitales y centros de especialidades. Desafortunadamente, la ENS93 no permite conocer la especialidad consultada en cada una de las ocasiones o si la consulta se realizó bajo la cobertura de un seguro médico o de pago, por motivos curativos o meramente preventivos. Sólo se conocen esos detalles para la última consulta efectuada por los entrevistados. En ese caso observamos que más de la mitad de las personas que acudieron al médico (54'6 %) lo hicieron, en la última ocasión, por un motivo de diagnóstico. Aproximadamente el 25 % realizaron una consulta de revisión y un 15 % acudieron en busca de recetas. El resto visitaron al médico para certificar altas o bajas laborales y por otros motivos no declarados.

La mayoría de las consultas - un 73'3 % de las mujeres y un 76'2 % de los hombres - se realizaron a un médico general. Aunque la mayoría de las consultas se realizan bajo la cobertura de un seguro sanitario, bien público o privado, un 7'7 % de las consultas son atendidas por médicos privados, siendo principalmente las mujeres y, en general, las personas con edades comprendidas entre los 25 y los 44 años de edad, los usuarios más frecuentes de las mismas.

El número de consultas realizadas por los entrevistados a servicios de urgencias durante el año previo a la entrevista se recoge en la variable *NUURG*. Un 13 % de los encuestados seleccionados en la muestra declararon haber utilizado estos servicios. Entre los que lo hicieron, la media de utilización fue de 1'3 consultas al año.

Los datos muestran que la atención urgente se presta principalmente en los servicios de urgencia hospitalarios públicos. De las 1.930 personas de la muestra que requirieron atención urgente, 1.451 la recibieron, en la última ocasión, en un hospital de la Seguridad Social¹⁰. La atracción que ejercen estos centros de atención urgente se explica tanto por las facilidades de acceso, como por el gran despliegue de medios sanitarios y tecnológicos que ofrecen, elementos todos ellos que el paciente potencial interpreta como garantía de una atención adecuada. La autonomía del paciente en la decisión de utilizar la atención urgente hospitalaria¹¹ es un aspecto deseable en un

¹⁰ El 87 % de los entrevistados que solicitaron atención urgente durante el año previo a la entrevista, utilizaron servicios de la red asistencial pública (ambulatorios y hospitales). Este grado de utilización de los servicios públicos supera incluso el que se produce en el caso de las consultas al médico. Según la encuesta, un 78'5 % de las consultas al médico realizadas en los quince días previos a la entrevista fueron atendidas por médicos de la Seguridad Social.

¹¹ Un 76'5 % de las personas de la muestra que utilizaron estos centros lo hicieron por iniciativa propia o de sus

servicio que, en principio, se concibe para la atención rápida y eficaz de estados de salud graves. Pero la ausencia de filtros en el acceso a los servicios de urgencia hospitalarios que son, por otra parte, los más caros, también puede facilitar un uso indebido de los mismos al atender a personas que acuden buscando una atención especializada o una hospitalización rápida, eludiendo así las habituales listas de espera. No hay que olvidar que los servicios de urgencia hospitalarios son la principal vía de acceso a los hospitales españoles. Concretamente, de las 1038 personas de nuestra muestra que fueron hospitalizadas durante el año previo a la entrevista, 593 ingresaron en el hospital a través de los servicios de urgencia.

3.2. Variables explicativas.

En la ENS93 aparecen diversos indicadores que miden el impacto físico y emocional de las enfermedades sobre los individuos que las padecen. En todos los casos se trata de salud percibida por la persona, sin ningún tipo de evaluación médica. El lector debe tener en cuenta que las dimensiones de la salud recogidas por los indicadores seleccionados y presentados en la Tabla 1 no son variables endógenas en el modelo. No deben interpretarse pues como la demanda de salud que realiza el individuo, ni siquiera como la producción de salud que efectúa durante el periodo. Entendemos las enfermedades crónicas, *ENF.CRONICAS*, como un componente del patrimonio genético o de las características personales del individuo que condiciona todas sus decisiones, sanitarias y no sanitarias. Y, por otra parte, consideramos *ENF.AGUDAS*, y *ACCIDENTES* como la dotación de salud que, de acuerdo con el modelo, la naturaleza asigna a cada persona al comienzo del periodo. Ambas componen, en definitiva, el estado de salud inicial a partir del cual el individuo produce salud combinando los inputs que adquiere en el mercado. La variable *SALUD SUB.* recoge la evaluación personal que realizan los entrevistados de su propia salud y, por tanto, un importante componente psicológico que puede inducir la consulta médica o urgente.

En el modelo teórico argumentábamos que los individuos perciben de forma distinta la aportación de la salud a su bienestar. En este sentido, diversos estudios han puesto de manifiesto que las personas exhibimos una cierta consistencia interna en los patrones de comportamiento que afectan a nuestra salud. Por ejemplo, Hu et al. (1995) encuentran que los fumadores exhiben un mayor

familiares y sin consejo médico.

nivel de hábitos nocivos que el resto de ciudadanos. Belloc y Breslow (1980) muestran también evidencias acerca de la correlación existente entre los estilos de vida nocivos. Otros artículos hablan de la predisposición de las personas a negar los efectos nocivos de los estilos de vida que practican (Kenkel, 1991) y del rechazo mostrado por las personas a lo que la sociedad les ofrece como tratamientos compensatorios de sus hábitos nocivos, como pueden ser los chequeos médicos de detección precoz de enfermedades. Desde el punto de vista psicológico, estos patrones de comportamiento se pueden explicar aludiendo a antecedentes comunes que tienen que ver con la mayor o menor preferencia de los individuos por la salud, los grados de estrés derivados de la actividad cotidiana y/o una mayor o menor aversión al riesgo. Nuestra hipótesis es que esta consistencia interna del comportamiento se traduce en una despreocupación mayor de las personas con hábitos de vida nocivos¹² ante problemas de salud y en el efecto contrario en las personas que nunca desarrollan tales hábitos. De modo que, frente a un mismo problema de salud, aquellas personas reaccionarán utilizando una menor cantidad de factores productivos de la misma que éstas. Para contrastar esta idea hemos clasificado a los entrevistados de acuerdo a su condición de *FUMADOR*, *EXFUMADOR* o no fumador y consumidor habitual de cantidades elevadas de *ALCOHOL* o de cantidades inferiores.

Otra de las variables relevantes en las decisiones sanitarias es la educación. En un modelo de producción individual, la complejidad de esta variable se debe a que condiciona tanto las preferencias como las tecnologías de producción individuales. A los más educados se les presupone una mayor preocupación por la salud que explica la práctica de estilos de vida más saludables (Folland, 1993 y Calonge 1988). Desde el punto de vista de la producción de salud, la educación se considera un generador de eficiencia que capacita a los individuos para alcanzar mayores niveles de salud a partir de la misma cantidad de inputs (Grossman, 1972a,b). Este aspecto también tiene que ver con el acceso a una información sanitaria más adecuada por parte de los más educados (Kenkel, 1991). Dado que estamos considerando un modelo en forma reducida, no podemos identificar de forma separada todos estos efectos que, por otra parte, pueden actuar en sentidos diferentes según el tipo de servicio considerado. El impacto final en la utilización de los servicios aquí estudiados se contrasta distinguiendo a los entrevistados según su nivel educativo con los regresores descritos en la Tabla 1.

¹² Los hábitos de vida se entienden como un estatus que el individuo adopta previamente al momento en el que la persona utiliza los servicios sanitarios.

Las características particulares del SNS hacen que los incentivos económicos a los que se enfrentan los usuarios de la sanidad deban ser reinterpretados. El precio de la atención sanitaria se va a definir como el coste del tiempo necesario para recibirla. Conceptualmente, el valor del tiempo dedicado a una actividad es igual al coste de oportunidad de dedicar ese mismo tiempo a actividades alternativas¹³. La situación profesional de las personas va a determinar, al menos en parte, dicho coste. Para medir el efecto de este aspecto hemos considerado, por una parte, a las personas ocupadas que trabajan por cuenta propia, *AUTONOMO*. Para éstos, el coste de consultar al médico en horas de trabajo se materializa en las pérdidas monetarias derivadas de la interrupción de su actividad laboral durante ese espacio de tiempo. Un trabajador *ASALARIADO* no tiene por qué sufrir costes monetarios por acudir al médico en horario de trabajo ya que se le reconoce el derecho a ausentarse por este motivo un número determinado de horas. Pero la existencia de colas en la atención sanitaria o el hecho de abandonar una determinada tarea puede generar al trabajador retrasos en su actividad y una mayor presión laboral para recuperar el tiempo dedicado a la consulta médica. En el caso de las personas que realizan labores no remuneradas dentro del hogar o fuera de él, clasificadas como *SUS LABORES*, el coste del tiempo aunque tampoco es monetario, puede ser considerable si desempeñan actividades que requieren atención continuada e incluso rigidez de horarios, como por ejemplo el cuidado de niños o de ancianos. Por último estarían las personas cuyo estatus profesional conlleva, a priori, un menor coste del tiempo, como es el caso de los desempleados, pensionistas y jubilados.

La cantidad de tiempo utilizada por el individuo para recibir atención sanitaria depende de la organización de los servicios ofrecida por cada forma de cobertura sanitaria. El individuo valora las diferencias en los tiempos de espera, en la calidad de los servicios o, simplemente, en el trato al paciente ofrecido al amparo de las distintas modalidades de seguro. Por consiguiente, los incentivos para el usuario de la asistencia sanitaria, si existen, no proceden del tipo de financiación de la cobertura, sino del tipo de producción, pública o privada, de los servicios

¹³ En los modelos de producción del hogar este valor o precio sombra del tiempo se mide mediante el salario de mercado percibido por los individuos, si trabajan, y por el salario de reserva, si no trabajan. Los límites de esta afirmación vienen establecidos por las hipótesis que requiere: el individuo 1) trabaja, 2) elige libremente su oferta de trabajo, 3) no obtiene utilidad o desutilidad no pecuniaria del trabajo que desempeña y 4) no se enfrenta a ningún coste fijo para mantener el trabajo (Coffey, 1983, pp. 412-413).

prestados. Centrándonos en el criterio de la producción, se han clasificado en la categoría de privada, *COB. PRIVADA*, no sólo a los que declaran explícitamente estar aseguradas con una sociedad médica privada sino también quienes tienen iguala con algún médico, las que están acogidas a seguros de empresa y los funcionarios pertenecientes a alguna mutualidad del Estado que han optado por los servicios de una aseguradora privada. En la cobertura con producción pública de servicios se contabilizan, además de los que dicen estar acogidos a la Seguridad Social, las personas que utilizan la Beneficencia y los que pertenecen a una mutualidad estatal y han elegido los servicios del INSALUD o de los Servicios Autonómicos de Salud con transferencias. El resto son personas con una doble cobertura que les permite el acceso a servicios de producción pública y privada, *COB.PUBPRI*.

Desde el punto de vista teórico, es difícil predecir cuál es el papel de la renta de los ciudadanos en un sistema sanitario como el español que garantiza la cobertura de la atención pública a toda la población. Por una parte, la renta determina una mayor capacidad de pago y, por ello, facilita el acceso a los servicios sanitarios privados. Este hecho nos permite predecir inmediatamente una influencia positiva en el gasto sanitario privado, pero su repercusión en la frecuencia de utilización de los servicios no está tan clara¹⁴. Por otra parte, el efecto de la renta aparece oscurecido por su influencia intermedia en la salud y en el tipo de cobertura sanitaria. Comprobar su efecto se convierte, entonces, en una cuestión meramente empírica. Para contrastar su influencia hemos construido la variable *RENTA* a partir de datos de la EPF90-91 siguiendo la metodología que exponemos más abajo.

Finalmente, se han incluido algunas variables de carácter territorial con el fin de contrastar diferencias en la utilización provocadas por diferencias culturales, de preferencias o de las facilidades de acceso derivadas de la existencia de dotaciones sanitarias y la proximidad de las

¹⁴ Pensemos en un ejemplo sencillo. Imaginemos una persona de renta baja con una lesión muscular que requiere asistencia especializada. El afectado acudirá en primer lugar al médico general del seguro público que, posteriormente, le derivará al traumatólogo. Supongamos a la misma persona pero con mayor renta y, por tanto, capaz de afrontar el coste monetario de un médico privado. Cualquiera de las siguientes reacciones es razonable: 1) acude directamente a un traumatólogo de pago y se ahorra de este modo la visita al generalista; 2) sigue las vías ordinarias de la atención pública y, posteriormente, contrasta el diagnóstico del médico del seguro acudiendo a un médico particular. Cualquiera de las dos opciones aumenta el gasto sanitario privado en relación a la persona de renta más baja, pero mientras 1) supone una menor frecuencia de utilización que la persona de renta baja, 2) implica una frecuencia mayor.

mismas.

4. MODELOS ECONOMÉTRICOS.

Partimos de una muestra $\{(Y_{li}, X_i), i = 1, \dots, N, l = 1, \dots, L\}$ de observaciones independientes e idénticamente distribuidas; Y_{li} denota el número de veces que una persona ha utilizado el servicio sanitario l . Esta variable toma valores en el rango de los enteros positivos, incluido el cero. El vector X_i , de dimensión $m \times 1$, incluye el conjunto de regresores, linealmente independientes, que explican Y_{li} . Existen N individuos y L servicios sanitarios. La estrategia econométrica que seguiremos consiste en estimar ecuaciones de regresión para cada una de las variables de utilización de asistencia sanitaria. Puesto que la naturaleza econométrica de las variables es idéntica, a partir de ahora se elimina el subíndice l para simplificar notación.

4.1 Modelo Poisson y modelo Binomial Negativo.

En el contexto de datos de conteo, el modelo estándar supone que los datos siguen una distribución condicional Poisson,

$$\Pr(Y_i = y_i | X_i) = e^{-\lambda_i} \frac{\lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, \dots \quad (4.1)$$

donde el parámetro suele especificarse como una exponencial lineal con el fin de garantizar que $\lambda_i > 0$,

$$\lambda_i = \exp(X_i' \beta) \quad (4.2)$$

siendo β un vector $m \times 1$ de parámetros desconocidos.

El modelo Poisson es, por naturaleza, heteroscedástico. La forma de la heteroscedasticidad viene definida por la siguiente restricción de momentos que caracteriza su propiedad principal de equidispersión:

$$E(Y_i | X_i) = \exp(X_i' \beta) = \text{Var}(Y_i | X_i). \quad (4.3)$$

Sin embargo, existen ciertas características del modelo Poisson que hacen desaconsejable su uso en determinados contextos. Las críticas de las que es objeto se resumen en las siguientes: a) la propiedad de equidispersión del modelo es muy restrictiva y se adecúa poco a la naturaleza real de los datos; b) los datos presentan, generalmente, una frecuencia de ceros que no es consistente con el modelo Poisson; c) la independencia de los sucesos no siempre se cumple; y d) la especificación

del parámetro de la distribución como una función determinista del vector de características X_i elimina la posibilidad de que exista algún tipo de heterogeneidad no observable.

Las carencias del modelo Poisson estándar se resuelven añadiendo una fuente de aleatoriedad adicional en el parámetro λ_i del tipo:

$$\lambda_i^* = E(Y_i | X_i, \epsilon_i) = \exp(X_i' \beta + \epsilon_i) \quad (4.4)$$

donde ϵ_i , $i = 1, \dots, n$ son i.i.d., con $E[\exp(\epsilon_i)] = 1$ y $Var(\epsilon_i) = \sigma_\epsilon^2$, e independientes de X_i , de tal modo que

$$E(Y_i | X_i) = \exp(X_i' \beta)$$

La opción habitual es hacer una parametrización completa del modelo, especificando una distribución $g(\epsilon_i)$. El problema en este caso es elegir la distribución $g(\cdot)$ correcta. En trabajos aplicados la hipótesis más frecuente consiste en suponer que ϵ_i sigue una distribución Gamma de parámetros (λ_i, ν_i) . Bajo esta hipótesis, la distribución condicional de $Y_i | X_i$ es Binomial Negativa tal que

$$\Pr(Y_i = y_i | X_i) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_i)}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\nu_i)} \left(\frac{\nu_i}{\nu_i + \lambda_i} \right)^{\nu_i} \left(\frac{\lambda_i}{\nu_i + \lambda_i} \right)^{y_i} \quad (4.5)$$

siendo $\lambda_i = \exp(X_i' \beta)$ y $\nu_i = (1/\alpha)\lambda_i^t$. Llamamos α al parámetro de dispersión del modelo y es t una constante arbitraria. La esperanza condicional de este modelo sigue siendo la misma que bajo el supuesto anterior, pero la varianza condicional es diferente y se define dentro de un amplio rango de funciones de acuerdo a la relación que se establezca entre λ_i , ν_i y las variables explicativas del modelo. Su expresión genérica es la siguiente:

$$Var(Y_i | X_i) = \exp(X_i' \beta) + \alpha \exp((2 - t)X_i' \beta) \quad (4.6)$$

donde $\alpha > 0$ y, por tanto, $Var(Y_i | X_i) \geq E(Y_i | X_i)$. La especificación Binomial Negativa modela sobredispersión en los datos, lo cual constituye una ventaja sobre el modelo Poisson en diversos contextos.

Una excelente revisión global, tanto teórica como aplicada, de estos modelos se encuentra en el libro de Cameron y Trivedi (1998).

4.2. Métodos de estimación.

Máxima verosimilitud.

La forma de estimación más habitual de los modelos Poisson y binomial negativo es máxima verosimilitud. El estimador máximo verosímil Poisson de β es el que resuelve la siguiente condición de primer orden:

$$\sum_{i=1}^n X_i (Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta}_P)) = 0. \quad (4.7)$$

La estimación máximo verosímil Poisson es consistente siempre que la especificación de la media condicional sea correcta. La consistencia se mantiene incluso si la distribución no es verdadera, aunque en este caso existen pérdidas de eficiencia.

En cuanto a la especificación Binomial Negativa, distintos valores del parámetro t^{15} en la ecuación (4.6) implican supuestos específicos sobre la forma de la heteroscedasticidad del modelo y tienen repercusiones en la estimación de los parámetros relevantes del mismo. El supuesto más utilizado en los trabajos aplicados es $t = 0$, que da lugar a la especificación conocida como *Negbin 2*. En este caso la estimación máximo verosímil de los parámetros (β, α) , resuelve las siguientes condiciones de primer orden,

$$\sum_{i=1}^n \frac{Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})}{1 + \hat{\alpha}_{BN} \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})} X_i = 0 \quad (4.8)$$

$$\sum_{i=1}^n \frac{1}{\hat{\alpha}_{BN}^2} \left(\ln(1 + \hat{\alpha}_{BN} \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})) - \sum_{j=0}^{Y_i-1} \frac{1}{j + \hat{\alpha}_{BN}^{-1}} \right) + \frac{Y_i - \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})}{1 + \hat{\alpha}_{BN} \exp(X_i' \hat{\beta}_{BN})} = 0 \quad (4.9)$$

Los errores de especificación en este caso pueden ser más costosos que en el modelo Poisson estándar. Gouriéroux et al. (1984b) demuestran que la estimación máximo verosímil de todos los parámetros del modelo, partiendo de la hipótesis de una distribución Gamma, puede conducir a inconsistencias si esa no es la verdadera distribución de la variable aleatoria ϵ_i en (4.5).

Ante la posibilidad de obtener estimaciones inconsistentes, lo más razonable es tratar de relajar las hipótesis. Una alternativa consiste en situarnos en el marco de la estimación máximo pseudo verosímil (MPV) que no exige la especificación correcta de la ley distribución de $Y_i | X_i$, aunque

¹⁵ Los supuestos que suelen adoptarse en aplicaciones empíricas son $t = 0$ (modelo Negbin 2) o $t = 1$ (modelo Negbin 1). Winkelmann y Zimmermann (1995) presentan un método para estimar t que permite contrastar hipótesis sobre el tipo de modelo binomial negativo que mejor se ajusta a los datos.

sí de algunos de sus momentos. Si particionamos el vector de parámetros en (β, α) , siendo β el vector de parámetros que define la esperanza condicional del modelo y α el parámetro de dispersión que determina la varianza condicional del mismo, la estimación MPV *Negbin 2* se obtiene estimando β por máxima verosimilitud, introduciendo α como un valor arbitrario o estimado aparte. Gouriéroux et al. (1984a, 1984b) encuentran ciertas hipótesis bajo las cuales los estimadores MPV son consistentes¹⁶.

Una segunda alternativa es estimar el modelo por mínimos cuadrados no lineales (MCNL). Se trata de un enfoque más robusto que sólo exige la especificación de la esperanza condicional del modelo. Si partimos la correcta especificación de la misma, la estimación de β es consistente bajo determinadas condiciones de regularidad, pero ineficiente dada la naturaleza heteroscedástica de los datos. Bajo estas circunstancias, Gouriéroux et al. (1984b) demuestran que la estimación MCNL está dominada (en el sentido de la eficiencia) por la MPV Poisson y Binomial Negativa, lo cual anula las ventajas comparativas de este método.

Para corregir los problemas que plantea la heteroscedasticidad, la literatura econométrica propone utilizar mínimos cuadrados generalizados (MCG). Chamberlain (1987) demostró que cuando sólo se conoce la forma funcional de la esperanza condicional del modelo y la existencia de una varianza condicional $Var(Y_i | X_i) = \sigma^2(X_i)$ de forma funcional desconocida, no existe una estimación más eficiente que la obtenida aplicando MCG infactibles,

$$\hat{\beta}_{MCG} = \arg \min_{\beta} \sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \exp(X_i' \beta))^2}{\sigma^2(X_i)}. \quad (4.10)$$

Como la verdadera varianza del modelo $\sigma^2(X_i)$ no se conoce, en la práctica se sustituye por estimaciones consistentes basadas en alguna forma funcional de la misma.

Robinson (1987) propone aplicar MCG semiparamétricos. Este procedimiento no exige imponer supuestos sobre la forma funcional de la varianza del modelo y utiliza estimaciones consistentes de $\sigma^2(x_i)$ obtenidas de forma no paramétrica a partir de los residuos generados por una estimación previa del modelo. Esta técnica aporta eficiencia de la estimación sin sacrificar

¹⁶Sii (a) la media condicionada de Y_i está correctamente especificada, (b) el parámetro α se introduce como un valor arbitrario y no necesita ser estimado y (c) la pseudo ley elegida pertenece a la familia exponencial lineal, el estimador MPV que se obtiene es consistente y asintóticamente normal aunque existen pérdidas de eficiencia, respecto a la estimación MV, cuando la distribución no es la correcta [Teoremas 1, 2 y 3 en Gouriéroux et al. (1984a)]. Notar que la estimación MPV Poisson coincide con la MV de la misma distribución.

la consistencia ni la interpretación económica de los parámetros de la esperanza condicional que son, a fin de cuentas, los que nos interesan. En Delgado (1992) puede encontrarse la extensión de este método a sistemas de ecuaciones no lineales. Delgado y Kniesner (1997) aplican este método a un modelo de datos de enumeración sobre absentismo laboral. A continuación describimos esta técnica con más detalle.

Mínimos cuadrados generalizados semiparamétricos (MCGS).

Recordemos el modelo de regresión que nos interesa:

$$Y_i = \exp(X_i' \beta) + U_i \quad i = 1, \dots, N. \quad (4.11)$$

Las variables U_i se suponen i.i.d., tales que $E(U_i | X_i) = 0$ y con distribución desconocida. Suponemos también que la esperanza condicional del modelo está correctamente especificada. El estimador MCGS resuelve la siguiente condición de momentos:

$$\sum_{i=1}^N \frac{(Y_i - \exp(X_i' \beta)) X_i}{\hat{\sigma}^2(X_i)} = 0 \quad (4.12)$$

donde $\hat{\sigma}^2(X_i)$ es una estimación no paramétrica consistente de la varianza condicional¹⁷ obtenida del siguiente modo:

$$\hat{\sigma}^2(X_i) = \sum_j \tilde{U}_j^2 W_j(X_i) = \sum_j (Y_j - \exp(X_j' \tilde{\beta}))^2 W_j(X_i) \quad (4.13)$$

donde $\tilde{\beta}$ es una estimación preliminar \sqrt{n} -consistente de β . La sucesión $\{W_j(X_i) \mid j = 1, \dots, N\}$ está formada por pesos probabilísticos, positivos y que suman uno. Stone (1977) propuso calcular estos pesos utilizando el procedimiento de k -vecinos más cercanos, siendo k un parámetro de suavizado¹⁸ que determina el número de observaciones que intervienen en la estimación de cada $\sigma^2(X_i)$. Los pesos que utilizamos en este trabajo están basados en la propuesta teórica de Robinson (1987), implementada en modelos de conteo por Delgado y Kniesner (1997).

La estimación MCGS es adaptativa, es decir, tan eficiente como la que se obtendría con una correcta parametrización de la varianza aunque es, en general, asintóticamente menos eficiente

¹⁷En Stone (1977) se proponen varios métodos para estimar la varianza de forma no paramétrica, algunos de ellos no necesitan partir de ninguna estimación previa y utilizan exclusivamente la información que ofrece la muestra

¹⁸El parámetro de suavizado k debe aumentar con el tamaño muestral pero a una tasa más lenta. En trabajos aplicados se ha utilizado $k = n^{-1/2}$ y $k = n^{-3/5}$.

que la máxima verosímil cuando se conoce la verdadera función de distribución. Sin embargo, MCGS es consistente con mayor generalidad que máxima verosimilitud y más eficiente que la estimación por mínimos cuadrados.

4.3. Modelo Doble Valla Binomial Negativo.

Alternativamente a estos modelos, están los que consideran que la decisión de contacto con los servicios sanitarios es independiente de la que determina la frecuencia de utilización una vez establecido el contacto. Pohlmeier y Ulrich (1995) fueron los primeros en aplicar este tipo de modelos a la demanda de asistencia sanitaria. En la primera parte de la decisión el individuo, condicionado por sus circunstancias personales, decide si acude o no al médico. Pero la utilización final que acabe haciendo de los servicios sanitarios dependerá no sólo de su propia decisión, sino también del criterio de los profesionales que le atiendan, dados los incentivos institucionales existentes y su conocimiento particular de la práctica médica. Bajo estas circunstancias, la oferta y la demanda de atención sanitaria dejan de ser independientes y los médicos acaban induciendo parcialmente la demanda.

El contraste empírico de esta hipótesis se lleva a cabo comparando los modelos presentados anteriormente con un modelo de decisión en dos partes o modelo doble valla. En este caso, el proceso generador de los datos tiene dos componentes: el que gobierna la decisión de pasar de un valor de la variable igual a cero a otro mayor que cero y el que determina los valores de la variable mayores que cero. Desde el punto de vista estadístico, la ventaja de este tipo de especificación es que no sólo tiene en cuenta la existencia de sobredispersión en los datos, sino también la presencia de un exceso de ceros en los mismos (Gurmu, 1997).

Nosotros supondremos que la distribución condicional en ambas partes del modelo la Binomial Negativa. Bajo esta especificación, la probabilidad de establecer el contacto con el servicio sanitario está regida por el siguiente proceso:

$$\Pr(Y_i = 0 \mid X_i) = \left(\frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}} \quad (4.15)$$

$$1 - \Pr(Y_i = 0 \mid X_i) = 1 - \left(\frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}}. \quad (4.16)$$

Una vez que el individuo decide consultar el servicio sanitario, la frecuencia de utilización está

gobernada por la distribución condicional Binomial Negativa truncada,

$$\Pr(Y_i = y_i | X_i, y_i > 0) = \frac{\Gamma(y_i + \nu_{2i})}{\Gamma(y_i + 1)\Gamma(\nu_{2i})} \left[\left(\frac{\nu_{2i} + \lambda_{2i}}{\nu_{2i}} \right)^{\nu_{2i}} - 1 \right]^{-1} \left(\frac{\lambda_{2i}}{\nu_{2i} + \lambda_{2i}} \right)^{y_i} \quad (4.17)$$

donde $\lambda_{ji} = \exp(X_i' \beta_j)$, $\nu_{ji} = (1/\alpha_j) \lambda_{ji}^t$, para $j = 1, 2$. En este caso, la media condicional del modelo es la siguiente:

$$E(Y_i | X_i) = \left[1 - \left(\frac{\nu_{1i}}{\nu_{1i} + \lambda_{1i}} \right)^{\nu_{1i}} \right] E(Y_i | Y_i > 0, X_i). \quad (4.18)$$

El logaritmo de la función de verosimilitud consta de dos componentes independientes que pueden maximizarse por separado,

$$\begin{aligned} \ln L(\beta_1, \beta_2, \alpha_1, \alpha_2) &= \ln L(\beta_1, \alpha_1) + \ln L(\beta_2, \alpha_2) \quad (4.19) \\ \ln L(\beta_1, \alpha_1) &= \sum_{i=1}^n (1 - d_i) \ln \Pr(Y_i = 0 | X_i) + \sum_{i=1}^n d_i \ln(1 - \Pr(Y_i = 0 | X_i)) \\ \ln L(\beta_2, \alpha_2) &= \sum_{i=1}^n d_i \ln \Pr(Y_i = y_i | X_i, y_i > 0). \end{aligned}$$

siendo $d_i = \mathbf{1}(y_i > 0)$. La identificación de los parámetros de la primera etapa requiere imponer la restricción $\alpha_1 = 1$.

Esta especificación ha sido propuesta y utilizada con éxito por Pohlmeier y Ulrich (1995). Los artículos de Gurmu (1997) y Deb y Trivedi (1996) presentan extensiones teóricas de estos modelos y aplicaciones de las mismas.

4.4. Estrategia econométrica.

El principal objetivo econométrico que nos planteamos es la estimación e inferencia sobre los parámetros del modelo

$$E(Y_i | X_i) = f(X_i; \beta) \quad (4.20)$$

donde Y_i representa el número de veces que el individuo i utiliza un determinado servicio sanitario, $X_i = (X_{1i}, X_{2i})'$ y $\beta = (\beta_1, \beta_2)$. Denotamos por X_{1i} al vector $(m - 1) \times 1$ de variables observables en la muestra de la ENS93 que explican Y_i . La variable X_{2i} es también un regresor del modelo que representa la renta familiar del individuo y es inobservable en la ENS93 pero observable en otra muestra independiente, la EPF90-91.

Los métodos de estimación en dos etapas a partir de muestras independientes y complementarias, como el que vamos a presentar a continuación, han sido analizados por Murphy y Topel (1985) e implementados por Arellano y Meghir (1988) y Angrist y Krueger (1992), entre otros.

Suponemos que existe un vector Z_i , formado por p variables, algunas de las cuales pueden estar incluidas en X_{1i} , que aparecen tanto en la EPF90-91 como en la ENS93. Las variables que componen este vector están correlacionadas con X_{2i} e incorrelacionadas con $E(Y_i | X_{1i}, X_{2i})$. Concretamente, se han seleccionado ciertas características del hogar en su conjunto, como el número de miembros, el lugar de residencia, la edad media de los adultos que componen el hogar y características relativas al cabeza de familia, esto es, situación profesional, ocupación y nivel educativo.

Con esta información, podemos expresar el modelo principal del siguiente modo:

$$E(Y_i | X_i) = f(X_{1i}, g(Z_i; \gamma); \beta) \quad (4.21)$$

donde $g(\cdot)$ es una función de Z_i determinada por los parámetros desconocidos γ . Este vector de parámetros se estima en una primera etapa utilizando datos de la EPF90-91 mediante la siguiente regresión¹⁹

$$X_{2i} = g(Z_i; \gamma) + \zeta_i = Z_i' \gamma + \zeta_i \quad (4.22)$$

donde $\zeta_i \sim N(0, \sigma_\zeta^2)$. Como variable dependiente en este modelo se ha elegido el logaritmo del gasto total de los hogares. En la Tabla 9 se presentan los resultados de la estimación (4.22). En la especificación final que ahí presentamos sólo se mantuvieron los regresores significativos. El R^2 es igual a 0.48, lo cual supone una bondad de ajuste bastante aceptable teniendo la elevada heterogeneidad de los datos.

Los modelos de utilización de las consultas al médico y a los servicios de urgencia se han estimado utilizando diferentes técnicas: máxima verosimilitud Poisson (MVP), máxima verosimilitud Binomial Negativa (MVBN), mínimos cuadrados no lineales (MCNL) y mínimos cuadrados generalizados paramétricos (MCGS)²⁰. La hipótesis de un proceso de decisión en dos partes en el modelo de consultas ordinarias al médico se contrasta estimando un modelo doble valla binomial

¹⁹ En el modelo se contrastó la exogeneidad de la variable $\log(\text{número de niños en el hogar}+1)$. El contraste de Hausman rechazó la hipótesis nula. Los posibles sesgos en la estimación derivados de este resultado se corrigieron estimando el modelo por el método de variables instrumentales.

²⁰ Las estimaciones de MCNL han servido como valores iniciales en las estimaciones de MCGS. Se ha considerado $k = n^{1/2}$.

negativo. Esta especificación no se ha utilizado en el caso de las urgencias. En primer lugar las razones económicas que justifican este tipo de modelos carecen de sentido en una atención de un carácter extraordinario y discontinuo como las urgencias. En segundo lugar, y tal como observa Gurmu (1997), la elevada proporción de ceros de la variable NUURG hace que la segunda parte del modelo valla pierda interés, ya que prácticamente toda la variabilidad de los datos se centra en la decisión de contacto con el servicio.

En todos los casos las estimaciones se presentan acompañadas por los errores estándar habituales y los robustos, que tienen en cuenta la posible mala especificación del modelo y el hecho de que la renta es una variable estimada previamente, según la propuesta de White (1980) y Murphy y Topel (1985). En el apéndice se describen los detalles analíticos de su obtención en este contexto. La bondad de ajuste de las especificaciones se ha calculado a partir los R^2 para datos de conteo propuestos por Windmeijer y Zimmerman (1997)²¹. También se ha implementado el contraste de sobredispersión condicional propuesto por Cameron y Trivedi (1990). Este contraste se basa en el t-ratio que se obtiene al estimar α en la siguiente regresión auxiliar:

$$\frac{[Y_i - \exp(X_i' \tilde{\beta})]^2 - Y_i}{\exp(X_i' \tilde{\beta})} = \alpha \exp(X_i' \tilde{\beta}) + \text{perturbación.} \quad (4.23)$$

donde $\tilde{\beta}$ es la estimación MVP de los parámetros. Si el regresor $\exp(X_i' \tilde{\beta})$ es significativamente distinto de cero, el modelo Poisson se rechaza frente a la alternativa Binomial Negativa con varianza (4.6).

La discriminación entre las distintas especificaciones paramétricas propuestas se ha llevado a cabo mediante contrastes de ratio de verosimilitudes y comparaciones del Criterio de Información Consistente de Akaike²² en todos los casos.

Los resultados de las estimaciones se presentan en las Tablas 5, 6 y 7.

²¹ Estas medidas de bondad de ajuste están basadas en la diferencia entre la máxima log-verosimilitud alcanzable y la que se obtiene a partir del modelo estimado, R_{dev}^2 . En el caso de las estimaciones Poisson, este estadístico cumple todas las propiedades aconsejables en cualquier medida de bondad de ajuste. Sin embargo el R_{dev}^2 bajo el supuesto de distribución binomial negativa no disminuye cuando se añaden regresores en el modelo. La bondad de ajuste de las estimaciones MCGS se ha calculado a partir del R_{buse}^2 presentado también en el artículo citado.

²² El Criterio de Información Consistente de Akaike se calcula

$$CAIC = -2 \ln L + (1 + \ln n)k$$

Las especificaciones con valores menores de esta función son preferidas a las de valores superiores. Para más detalles consultar Cameron y Trivedi (1998), cap. 5.

5. RESULTADOS.

Las estimaciones de los parámetros son similares en prácticamente todos los casos. Es difícil, por tanto, discriminar entre los distintos métodos atendiendo a una comparación exclusiva de los coeficientes estimados. Sin embargo, tanto en el caso de las consultas al médico como en las urgencias, existen evidencias a favor del modelo binomial negativo. En primer lugar, la bondad de ajuste de la especificación Binomial Negativa es ligeramente mejor que la Poisson, a la vista de los valores de los R^2 . En la Tabla 4 aparecen los t-ratios correspondientes a la regresión (4.23). En ambos casos, el contraste rechaza la especificación Poisson y muestra la existencia de sobredispersión condicional en los datos. Por otra parte, los contrastes de Wald basados en la significatividad el parámetro de dispersión α y los contrastes de ratio de verosimilitudes, también aportan evidencia a favor de la especificación Binomial Negativa. Además, los valores del CAIC para la especificación Binomial Negativa son 17273 y 12842 en el modelo de NUCON y de NUURG, respectivamente, frente a 17591 y 13308 en el caso de la especificación Poisson.

Los coeficientes estimados por MCGS son muy parecidos a los que obtenemos por máxima verosimilitud Binomial Negativa y la pequeña discrepancia entre los errores estándar y los robustos -en relación a lo que ocurre en las estimaciones por MCNL- pone de manifiesto una corrección bastante adecuada de los problemas de heteroscedasticidad de los datos.

Cuando comparamos las estimaciones MVBN con las estimaciones de la versión en dos partes del modelo de NUCON, comprobamos que la segunda especificación es superior a la primera. El valor del CAIC en el primer caso es 17273 y en el segundo 17018. El contraste de ratio de verosimilitudes también rechaza la especificación Binomial Negativa estándar frente a la segunda con un valor aproximado de 127 y una distribución $\chi^2(23)$. Este resultado implica que las estimaciones obtenidas a partir de los modelos estándar no solamente son ineficientes sino también inconsistentes ya que la especificación de la media condicional de los datos que suponen es errónea. Por tanto, los resultados que se presentan a continuación son los correspondientes al modelo en dos partes.

Modelo de consultas al médico

El impacto de las variables explicativas es bastante diferente en cada una de las partes del modelo, como se aprecia en la Tabla 6. Resulta interesante observar que la magnitud y significatividad de los regresores en la decisión de contacto con el médico son similares a las obtenidas a

partir de las estimaciones MVBN del modelo estándar. El corto espacio de tiempo para el que se dispone de información -dos semanas- y la consiguiente elevada frecuencia de ceros en los datos, explica en parte que la relevancia de esta parte del modelo y restringe la capacidad explicativa de las variables en la segunda parte. Gurmu (1997) sugiere que la escasa presencia de variables significativas en la segunda parte de estos modelos puede deberse a la sobreparametrización generada por mantener el mismo número de regresores que en la primera parte con un tamaño muestral menor, 2.884 entrevistados en nuestro caso. Sin embargo, se probaron modelos más parcos en variables y los resultados se mantuvieron. También es posible que la escasa capacidad informativa de la submuestra de usuarios se deba a la variabilidad limitada de los datos. Como se observa en la Tabla 3, el 98 % de las personas que decidieron consultar al médico lo hicieron en cuatro o menos ocasiones durante las dos semanas de referencia.

Como esperábamos, la enfermedad se perfila como la principal causa explicativa de la probabilidad de acudir al médico y del número de consultas realizadas. En la Tabla 7 se observa la importancia tanto de las enfermedades agudas como de las dolencias crónicas en estas decisiones. Hay que tener en cuenta que el tipo de atención que se requiere en ambos casos es diferente. Las enfermedades crónicas exigen, en la mayoría de los casos, una atención menos sofisticada e intensa que las dolencias agudas, pero más prolongada y continua en el tiempo. De modo que para extraer conclusiones acerca de la presión de uno y otro tipo de enfermos sobre el sistema sanitario debería considerarse, además de la frecuencia de utilización, la intensidad y duración de la misma. Observamos también que cuanto peor es el estado de salud percibido por los entrevistados -bien sea por razones objetivas o por factores psicológicos como un mayor o menor grado de hipocondría- mayor es la utilización que realizan de este servicio.

La importancia de la edad y del sexo en la demanda de asistencia sanitaria ha sido mostrada repetidas veces en la literatura. En el caso de las consultas al médico, estimamos una relación cóncava de la probabilidad de contacto respecto a la edad. Las estimaciones nos permiten inferir que la propensión media a utilizar estos servicios por los ciudadanos españoles aumenta hasta alcanzar el máximo a una edad aproximada de 60 años, a partir de la cual disminuye. Sin embargo, una vez decidido el contacto, esta variable no interviene en el número de consultas realizadas²³. En cuanto al sexo, encontramos que las mujeres españolas consultan al médico con

²³Se estimaron otros modelos eliminando la transformación cuadrática de la edad, pero los resultados no mejoraron.

mayor probabilidad y en mayor número de ocasiones que los hombres.

Las actitudes, percepciones y gustos que incitan a las personas a mantener unos determinados hábitos de vida que afectan a su salud actúan también como determinantes de la decisión de acudir al médico, pero no de la frecuencia de consultas. En particular, encontramos que las personas exfumadoras acuden al médico con mayor probabilidad que los no fumadores, mientras que los fumadores se muestran menos dispuestos al contacto, aunque en este caso el coeficiente estimado no es significativo. Sin embargo, el consumo habitual de cantidades elevadas de alcohol sí aparece asociado significativamente a una menor probabilidad de acudir al médico. Cabe pensar que el estatus de exfumador, además de ser un indicador de una determinada valoración de la salud, puede estar aportando información sobre algún tipo de enfermedad del entrevistado. De hecho, aproximadamente la mitad de los exfumadores de la muestra justificaron la decisión de dejar de fumar aludiendo a problemas de salud, mientras que el resto declararon como razones la preocupación por los efectos nocivos del tabaco y otras circunstancias personales. Los resultados, en cualquier caso, apoyan nuestra hipótesis inicial. Es decir, las personas que practican hábitos de vida nocivos muestran una predisposición menor a remediar sus problemas de salud que otras personas, bien porque frente a una enfermedad su preocupación es menor o bien porque la asocian a unas prácticas insalubres que, por el momento, no están dispuestos a modificar.

A la vista de los resultados, no podemos afirmar que el tipo de producción de los servicios cubiertos por el seguro sanitario influya en la utilización de las consultas médicas. Si bien la posesión de algún tipo de cobertura privada tiene el efecto positivo esperado, éste no es significativo. Por otra parte, el coeficiente de la renta en el modelo es negativo, pero tampoco es significativo. En principio, la falta de significatividad de esta variable es esperable y deseable en un sistema que garantiza la atención pública a todos los ciudadanos, rigiéndose por un principio claro de equidad en el acceso. En este sentido, el efecto negativo estimado, puede interpretarse como un indicio de que, en este contexto, la renta debe considerarse un indicador de calidad de vida, es decir, un input sustitutivo de la asistencia sanitaria en la producción de salud, y no tanto un determinante del acceso. Algunos estudios han puesto de manifiesto que tanto la cobertura sanitaria como la renta afectan más a la calidad y al tipo de servicios utilizados que al número de consultas realizadas²⁴. En la muestra aquí utilizada, un 18 % de las consultas

²⁴Pohlmeier y Ulrich (1995) encontraron que en Alemania el efecto de la cobertura sanitaria y de la renta es diferente según las especialidades consultadas. Según sus estimaciones, las personas con seguros privados en los

atendidas por médicos especialistas²⁵ en la muestra, se efectuaron en consultas privadas. Por otra parte, un 26 % de las personas con cobertura pública que acudieron al médico, recibieron en la última ocasión atención especializada; este porcentaje asciende al 36 % en el caso de los que tienen algún tipo de cobertura privada. Naturalmente, estas cifras no demuestran ningún tipo de causalidad sí constituyen una llamada de atención acerca de su posible existencia y la limitación de la ENS93 para detectarla.

Si tomamos como referencia a las personas que no efectúan ninguna actividad remunerada o no remunerada declarada, encontramos que las personas que trabajan como autónomos tienen una menor probabilidad de acudir al médico. El mismo resultado encontramos en el caso de las personas que desempeñan labores no remuneradas en el hogar. En este caso, el efecto se traslada también a la frecuentación de las consultas. Los asalariados no manifiestan un comportamiento sensiblemente diferente al colectivo de referencia. Vemos que un sistema que racionaliza la provisión de los servicios sanitarios mediante listas de espera y colas entorpece el acceso a las personas con un mayor coste marginal de su tiempo tanto monetario como no monetario. Este hecho ya fue puesto de manifiesto por Calonge (1988) con datos de la Encuesta de Salud de Barcelona.

Las personas con estudios secundarios realizan menos consultas médicas que el resto de personas. Este resultado coincide con el encontrado por Windmeijer y Santos Silva (1997) y, como ellos, lo interpretamos como un indicio de la mayor eficiencia que la educación aporta al proceso de producción de salud. Sorprende sin embargo que este resultado no se extrapole a los individuos con estudios universitarios. Cabe suponer que la mayor preferencia por la salud de la que habla Folland (1991) compense, en esas personas, el efecto de la mayor eficiencia en la producción de salud. Además, hay que tener en cuenta que una mayor eficiencia en la producción de salud no sólo está relacionada con el volumen de servicios consumidos sino con la calidad y adecuación de los mismos a la dolencia tratada.

Por último, hallamos que una mayor densidad de médicos por habitante si bien favorece el acceso a sus servicios, no influye, sin embargo, en la frecuencia de las consultas. Quienes que el generalista no filtra el acceso a la atención especializada acuden con mayor frecuencia a las consultas de médicos especialistas. Asimismo, estimaron un efecto significativo y positivo de la renta en el número de consultas realizadas a un médico especialista y un efecto negativo en las realizadas a un generalista.

²⁵ Nos referimos a la última consulta realizada por los entrevistados.

defienden la existencia de una demanda inducida por la oferta argumentan que, cuando a los médicos se les remunera por servicio prestado, la presencia de una mayor competencia acaba provocando un aumento de las consultas a sus pacientes con el objetivo de mantener sus rentas. Esta hipótesis, que bien podría ser cierta en el caso de la medicina privada, no se sustenta sin embargo en un contexto como el español en el que la medicina pública es la más utilizada y los profesionales son, mayoritariamente, asalariados. Es interesante observar que nuestras conclusiones serían diferentes si nos hubiésemos restringido a los modelos de decisión en una sola parte, como se deduce de las estimaciones presentadas en la Tabla 5.

Una vez que controlamos por el resto de variables, se observan aún diferencias geográficas significativas en el acceso a la consulta médica. Concretamente, las personas que residen en las comunidades autónomas del norte tienen una menor probabilidad de acudir al médico y las que residen en el sur una mayor probabilidad, respecto al resto de ciudadanos españoles. El origen de las diferencias geográficas en la demanda sanitaria no es fácil de desentrañar. Muchas veces se trata de cuestiones culturales, otras veces tiene más que ver con la disponibilidad de los servicios y las condiciones de acceso. En este sentido, las estimaciones pueden estar reflejando un importante componente estacional en el comportamiento de los ciudadanos. La ENS93 fue realizada entre los meses de enero y febrero y, por tanto, las condiciones climatológicas en esa época del año han podido determinar las condiciones de acceso a los servicios en el sentido hallado.

Modelo de consultas urgentes.

La principal conclusión que se extrae de la estimación de este modelo es la limitada capacidad explicativa de las mismas. Este hecho subraya la complejidad y la dificultad de predicción del uso de un servicio de carácter tan extraordinario como la atención urgente. Nuevamente, las enfermedades vuelven a ser los predictores principales de las consultas a este servicio, esta vez actuando como variables *proxy* de situaciones de gravedad clínica. En particular, haber sufrido un accidente provoca una utilización media de las urgencias tres veces superior a la de quienes no lo han sufrido. Este efecto pone de manifiesto la importancia del componente excepcional y esporádico de gran parte de las consultas a estos servicios. Las personas que declaran un estado de salud peor perciben la gravedad de la enfermedad de forma más acentuada. Por ejemplo, las personas que valoran su salud como "mala" acuden, en media, 2,5 veces más a urgencias que

quienes la consideran "buena"²⁶.

En este caso, las mujeres no muestran un comportamiento diferente al de los hombres. Sin embargo la edad sí induce niveles de utilización diferentes. Concretamente, los jóvenes son usuarios más frecuentes de las urgencias que las personas de más edad. Las estimaciones nos permiten inferir, por ejemplo, que una persona de 60 años -edad para la que estimamos una mayor probabilidad de consultar al médico- realizará, en media, menos de la mitad de consultas urgentes que otra de 20 años. La práctica de actividades arriesgadas en el caso de los más jóvenes puede justificar esta mayor necesidad de atención urgente. Por otra parte, el proceso de envejecimiento lleva implícito un deterioro de la salud en el cual las necesidades están más orientadas al cuidado que a la curación de enfermedades. Este seguimiento más o menos continuo de la salud previene también las situaciones de emergencia que conducen al uso de las urgencias.

Entre los estilos de vida, los exfumadores frecuentan con más asiduidad las urgencias que los no fumadores. Este resultado nos remite a la sugerencia anterior acerca de la relación de esta variable con el estado de salud del entrevistado.

Aunque, en principio, la atención urgente se asocian con una atención rápida, los datos parecen confirmar un panorama distinto. En primer lugar, cuando se realiza una consulta urgente fuera del horario de consultas ordinarias, el ciudadano encuentra que, la mayoría de las veces, los centros a los que debe acudir no son los más próximos a su lugar de residencia. En segundo lugar, si la gravedad del caso es menor, posiblemente tiene que guardar colas parecidas -incluso superiores, en algunos hospitales públicos- a las que pueden encontrarse en las horas de consulta normal. Ambas circunstancias pueden desincentivar al usuario potencial que se enfrenta a un mayor coste de tiempo, como se deduce del signo negativo y significativo del estatus de autónomo.

Vivir en un área rural actúa como factor inhibidor de las consultas urgentes. En este sentido, sería conveniente matizar un aspecto relacionado con la elaboración de la encuesta. La pregunta que responden los entrevistados en el apartado de consultas urgentes es la siguiente: *"En estos últimos 12 meses, ¿ ha tenido usted que acudir a algún servicio de urgencias por algún problema o enfermedad propia?"*. El planteamiento de la pregunta no es adecuado para zonas rurales en las que los casos urgentes se atienden generalmente en el domicilio del paciente. De modo que las respuestas pueden estar recogiendo dos aspectos. Por una parte las dificultades de acceso en las zonas rurales a los servicios de urgencia, cuya utilización masiva es un fenómeno propio de

²⁶ Para la interpretación de los coeficientes en un modelo de datos de conteo consultar Cameron y Trivedi (1998).

las grandes ciudades²⁷. Y por otra parte, el sesgo negativo que corresponde a la idea de consulta urgente como una visita a un centro prestador de este tipo de atención.

Por último, a pesar de que la prestación de la atención urgente se lleva a cabo, principalmente, en los hospitales, la dotación de este tipo de establecimientos en la comunidad autónoma de los entrevistados no provoca niveles de utilización significativamente diferentes, aunque el signo estimado de la variable es positivo.

6. CONCLUSIONES

En este artículo se han estudiado los factores que determinan la utilización de las consultas médicas y la demanda atendida de urgencias en España a partir de los datos de la ENS93 y de la EPF 90-91. La literatura nos ofrece evidencias comunes, independientemente de la población estudiada, acerca del impacto de los factores biológicos en las demanda de cualquier tipo de atención médica. No ocurre lo mismo, sin embargo, con las variables socioeconómicas. Su capacidad explicativa está condicionada, en primer lugar, por la configuración particular de cada sistema sanitario y, en segundo lugar, por la dimensión de la demanda seleccionada para el estudio.

Nuestra atención se ha centrado en el número de consultas realizadas los entrevistados. La comparación de los modelos econométricos propuestos nos ha permitido comprobar la superioridad de la especificación Binomial Negativa en dos partes a la hora de explicar la utilización de consultas al médico. En el caso de las consultas urgentes, adoptamos un modelo de decisión en una sola parte y obtenemos evidencias a favor de la especificación Binomial Negativa. Las estimaciones por MCGS del modelo son similares a las obtenidas por MVBN. Este resultado se añade al encontrado por Delgado y Kniesner (1997) y refuerza la idea de que este método de estimación constituye una alternativa adecuada si el investigador sólo está interesado en los parámetros de la media condicional del modelo.

En cuanto a los resultados económicos, confirmamos que los factores biológicos, son los principales predictores del comportamiento del individuo. El libre acceso de todos los ciudadanos españoles a los servicios públicos, la ausencia de copagos en el sistema y el racionamiento medi-

²⁷Sin embargo, las variables indicativas de la residencia en ciudades grandes o en zonas metropolitanas no resultaron significativas y se excluyeron de la especificación final.

ante listas de espera y colas, desvirtúan el papel de la renta como generador de desigualdades en el acceso a los servicios, originadas por diferentes capacidades de pago. Sin embargo, estas mismas características conceden una relevancia especial a los determinantes del coste de oportunidad del tiempo de los individuos. Cabe destacar, también, la importancia de los estilos de vida en la utilización de asistencia sanitaria, aunque la posible interacción de esas variables con el resto de regresores del modelo merece un análisis más detallado.

Aunque los factores que explican la decisión de contacto con los servicios son diferentes de los que explican el número de consultas realizadas, no podemos extraer conclusiones sobre la relevancia de la intervención del médico en esta segunda parte de la decisión. De hecho, la relevancia de los indicadores de salud en esta parte de la decisión, así como la ausencia de incentivos económicos en el sistema sanitario español, muestra que, si realmente el médico decide el volumen de consultas realizadas por el paciente, actúa movido por las necesidades de salud del mismo y por lo que él considera una práctica médica adecuada. En cualquier caso, el desconocimiento de la intensidad de las consultas y los tratamientos prescritos por el médico en cada caso no nos permite cerrar esta cuestión.

El análisis de las consultas urgentes no arroja demasiada luz sobre las razones de su utilización. La ausencia de factores significativos en estas decisiones ha sido mostrada también por Gurmu (1997) con datos americanos. Hallamos un marcado protagonismo de las enfermedades y la edad como factores explicativos. El coste del tiempo al que se enfrentan los pacientes potenciales y el tamaño de la población en la que residen, limitan el nivel de utilización de este servicio. Si bien es cierto que entre las razones explicativas del aumento reciente de la demanda de atención urgente se ha vinculado a las situaciones de marginación social y económica, ni la renta, ni el nivel educativo muestran un efecto significativo. Sin embargo, es posible que la somatización de la situación socioeconómica esté recogida en la percepción subjetiva de la salud por parte de cada entrevistado que sí es significativa en el modelo.

APÉNDICE

Errores estándar corregidos en los procedimientos de estimación en dos etapas.

Los procedimientos de estimación en dos etapas, como el utilizado en el modelo de consultas al médico, permiten obtener estimadores de los parámetros de la media condicional consistentes bajo condiciones de regularidad muy generales. Sin embargo, los errores estándar obtenidos en la segunda etapa, es decir, aquéllos que corresponden al modelo relevante para el investigador, no son correctos. Murphy y Topel (1985) muestran la forma de calcular errores estándar asintóticamente correctos en este tipo de modelos. Utilizaremos su metodología para derivar los errores estándar en un contexto de máxima pseudo verosimilitud, es decir, cuando permitimos que existan errores de especificación en la distribución condicional de las variables.

Suponemos que el modelo principal es estimado por máxima pseudoverosimilitud, a partir de los datos de la ENS93. Denotamos por $L(X_i; \theta)$ y el logaritmo de la función de verosimilitud condicional de la variable Y_i , donde $\theta = (\gamma, \beta)$, $X_i = (X'_{1i}, X'_{2i})'$ es un vector $m \times 1$ de variables exógenas y X'_{2i} no es observable. Suponemos que los valores de esta variable se predicen estimando por MCO la siguiente regresión a partir de los datos procedentes de la EPF90-91:

$$X_{2i} = Z'_i \gamma + \zeta_i \quad (A.1)$$

donde Z'_i es un vector de variables explicativas de X_{2i} , de orden $1 \times p$, y los ζ_i son i.i.d $N(0, \sigma^2)$.

Suponemos que se cumple la condición habitual de mínimos cuadrados,

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Z_i Z'_i \xrightarrow{p} A = E(Z_i Z'_i).$$

Aplicando la Ley de los Grandes Números obtenemos el siguiente resultado asintótico,

$$\sqrt{n}(\hat{\gamma} - \gamma) \approx A^{-1} \frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i. \quad (A.2)$$

El estimador máximo verosímil del modelo principal satisface la siguiente condición de primer orden:

$$\sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_i; \hat{\gamma}, \hat{\beta})}{\partial \beta} = 0,$$

que expandimos en un entorno de los verdaderos valores de los parámetros, $\theta_0 = (\gamma_0, \beta_0)$, aplicando el Teorema del Valor Medio,

$$-\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} = \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n \int_0^1 \frac{\partial^2 L(X_i; \theta_0 + \lambda(\hat{\theta} - \theta_0))}{\partial \beta \partial \gamma'} d\lambda \right] \sqrt{n}(\hat{\gamma} - \gamma_0) + \frac{1}{n} \left[\sum_{i=1}^n \int_0^1 \frac{\partial^2 L(X_i; \theta_0 + \lambda(\hat{\theta} - \theta_0))}{\partial \beta \partial \beta'} d\lambda \right] \sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0). \quad (A.3)$$

Sabemos que

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta \partial \gamma'} \xrightarrow{p} R_{12}$$

$$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial^2 L(X_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta \partial \beta'} \xrightarrow{p} R_{22}.$$

Por tanto, podemos escribir la siguiente equivalencia asintótica de (A.3)

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) = \left[R_{22}^{-1} R_{12} A^{-1} R_{22}^{-1} \right] \left(\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i \right) + o_p(1) \quad (A.4)$$

Por el Teorema Central del Límite,

$$\sqrt{n} \sum_{i=1}^n Z_i \zeta_i \xrightarrow{d} N(0, B)$$

$$B = E(Z_i Z_i' \zeta_i^2)$$

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} \xrightarrow{d} N(0, C)$$

$$C = E \left(\frac{\partial L}{\partial \beta}(X_i; \gamma_0, \beta_0) \frac{\partial L}{\partial \beta'}(X_i; \gamma_0, \beta_0) \right)$$

y

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \sum_{i=1}^n \frac{\partial L(X_i; \gamma_0, \beta_0)}{\partial \beta} Z_i' \zeta_i \xrightarrow{d} N(0, D)$$

$$D = E \left(\frac{\partial L}{\partial \beta}(X_i; \gamma_0, \beta_0) Z_i' \zeta_i \right)$$

Puesto que estamos considerando muestras independientes, podemos trabajar con la restricción $D = 0$, de modo que la distribución asintótica de $\hat{\beta}$ es la siguiente

$$\sqrt{n}(\hat{\beta} - \beta_0) \xrightarrow{d} N \left(0, R \begin{pmatrix} B & 0 \\ 0 & C \end{pmatrix} R' \right) \quad (A.5)$$

donde $R = \begin{bmatrix} R_{22}^{-1} R_{12} A^{-1} R_{22}^{-1} \end{bmatrix}$.

La expresión de la matriz de varianzas-covarianzas del estimador máximo pseudoverosímil de β es:

$$Var(\hat{\beta}) = R_{22}^{-1} [R'_{12} A^{-1} B A^{-1} R_{12} + C] R_{22}^{-1} \quad (A.6)$$

Es inmediato comprobar que si la especificación de $L(X_i; \theta)$ es correcta, entonces,

$$Var(\hat{\beta}) = R_{22}^{-1} + R_{22}^{-1} [R'_{12} A^{-1} R_{12}] R_{22}^{-1}. \quad (A.7)$$

La estimación de $Var(\hat{\beta})$ se obtiene sustituyendo cada una de las matrices que aparecen en su expresión por estimaciones consistentes de las mismas.

REFERENCES

- [1] Alonso M., R. Hernández, F. Busto del Prado y A. Cueto (1993), "Utilización de un servicio de urgencias hospitalario," *Revista de Sanidad e Higiene Pública*, 67, 39-45.
- [2] Angrist, J.D. y A.B. Krueger (1992), "The Effect of Age at School Entry on Educational Attainment: an Application of Instrumental Variables with Moments from Two Samples," *Journal of the American Statistical Association*, 87, 328-336.
- [3] Arellano, M. y C. Meghir (1992), "Female Labour supply and On-the-Job Search: An Empirical Model Estimated Using Complementary Data Sets," *Review of Economic Studies*, 59, 537-557.
- [4] Arrow K.J (1963), "Uncertainty and the Welfare Economics of Medical Care," *American Economic Review*, 53, pp. 941-973.
- [5] Auster, R., I. Leveson y D. Sarachek (1969), "The Production of Health: An Exploratory Study," *Journal of Human Resources*, 4, 441-36.
- [6] Belloc, N.B. y L. Breslow (1972), "Relationship of Physical Health Status and Health Practices," *Preventive Medicine*, 1, 409-421.
- [7] Calonge, S. (1988), La demanda sanitaria: evidencia empírica en un modelo Tobit, Tesis doctoral, Universitat de Barcelona.
- [8] Cameron, A.C. y P.K. Trivedi (1990), "Regression-Based Tests for Overdispersion in the Poisson Model," *Journal of Econometrics*, 46, 347-364.
- [9] Cameron, A.C., P.K. Trivedi, F. Milne y J. Piggot, (1988), "A Microeconomic Model of the Demand for Health Care and Health Insurance in Australia", *Review of Economic Studies*, 46(3), 347-364.
- [10] Cameron, A.C. y P.K. Trivedi (1998), *The Analysis of Count Data*, Cambridge University Press.
- [11] Cauley, S.D. (1987), "The Time Price of Medical Care," *The Review of Economics and Statistics*, 69, 59-66.

- [12] Coffey, R.M. (1983), "The Effect of Time Price on the Demand for Medical Care Services," *The Journal of Human Resources*, 13, 407-424.
- [13] Chamberlain G. (1987), "Asymptotic Efficiency in Estimation with Conditional Moment Restrictions," *Journal of Econometrics*, 34, 305-334.
- [14] Deb, P. y P.K. Trivedi (1996), "Demand for Medical Care by the Elderly: A Finite Mixture Approach," *Journal of Applied Econometrics*, 12.
- [15] Delgado, M.A., (1992), "Semiparametric Generalized Least Squares in the Multivariate Nonlinear Regression Model", *Econometric Theory*, 8, 203-222.
- [16] Delgado, M.A. y T.J. Kniesner, (1997), "Count Data Models with Variance of Unknown Form. An Application to a Hedonic Model of Worker Absenteeism," *Review of Economics and Statistics*, 79, 41-49.
- [17] Delgado, M.A. and Robinson, P.M., (1992), "Nonparametric and Semiparametric Methods for Economic Research," *Journal of Economic Surveys*, 6(3), 201-249.
- [18] Ettner, M (1996) "New Evidence on the Relationship between Income and Health," *Journal of Health Economics* 15(1), 67-85.
- [19] Folland, S., A.C. Goodman y M. Stano (1993), *The Economics of Health and Health Care*, MacMillan, Nueva Yor, Oxford.
- [20] Fuchs, V. (1982), "Time Preference and Health: an Explanatory Study," en *Economic Aspects of Health* , University of Chicago Press, Chicago.
- [21] Gervás, J. y Ortún, V. (1997), "Regulación y eficiencia de la atención sanitaria primaria en España" en *La regulación de los servicios sanitarios en España*, Ed. Civitas, Madrid.
- [22] González, B. y C. Murillo, (1988), "Producción de salud y consumo de servicios médicos: evidencia empírica", VI Jornadas de Economía de la Salud, Valencia.
- [23] Gourieux, C., A. Monfort and A. Trognon, (1984a), "Pseudo Maximun Likelihood Methods: Theory," *Econometrica*, 52(3), 681-700.

- [24] Gourieux, C., A. Monfort and A. Trognon, (1984b), "Pseudo Maximum Likelihood Methods: Applications to Poisson Models," *Econometrica*, 52(3), 701-720.
- [25] Grossman, M., (1972a), *The Demand for Health: A Theoretical and Empirical Investigation*, New York, National Bureau of Economic Research.
- [26] Grossman, M., (1972b), "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80, 223-255.
- [27] Gurmu, S. (1997), "Semiparametric Estimation of Hurdle Regression Models with an Application to Medicaid Utilization," *Journal of Applied Econometrics*, 12, 225-242.
- [28] Hu, T.W, Q.F. Ren, T.E. Keeler y J. Bartlett (1995), "The Demand for Cigarettes in California and Behavioural Risk Factors," *Health Economics*, 4, 7-14.
- [29] Kenkel, D.S. (1991), "Health Behaviour, Health Knowledge, and Schooling," *Journal of Political Economy*, 99(2), 287-305.
- [30] Kenkel, D.S. (1995), "Should You Eat Breakfast? Estimates from Health Production Functions," *Health Economics*, 4, 15-29.
- [31] Ministerio de Sanidad y Consumo (1989), Encuesta Nacional de Salud 1987, Madrid.
- [32] Murillo C., S. Calonge y R. Alemany (1988), "Efectos diferenciales por patologías en la relación salud- ingresos," XI Jornadas de Economía de la Salud.
- [33] Mullahy, J., (1986), "Specification and Testing of some Modified Count Data Models," *Journal of Econometrics*, 33, 341- 365.
- [34] Murphy, K.M. y R.H. Topel (1985), "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models," *Journal of Business & Economic Statistics*, 3, 370-379.
- [35] Pohlmeier, W. y V. Ulrich (1995), "An Econometric Model of the Two Part Decision Process of the Demand for Health Care," *The Journal of Human Resources*, 30, 339-361.
- [36] Pollack, R.A. y M.L. Watcher (1975), "The Relevance of the Household Production Function and Its Implications for the Allocation of Time," *Journal of Political Economy*, 83, 255-277.

- [37] Robinson, P.M. (1987), "Asymptotically Efficient Estimation in the Presence of Heteroskedasticity of Unknown Form," *Econometrica*, 55, 875-891.
- [38] Rosenzweig, M. y Schultz, T.P. (1983), "Estimating a Household Production Function: Heterogeneity, the Demand for Health Inputs and Their Effect on Birth Weighth," *Journal of Political Economy*, 91, 723-746.
- [39] Sáez, M., E. Martínez y L. Prieto (1994), "An Analysis of Phisician Utilisation in Barcelona," Third European Workshop on Econometrics and Health Economics.
- [40] Stoddart, G.L. y M. L. Barer (1981), "Analyses of Demand and Utilization" in *Health, Economics and Health Economics*, J. van der Gaag and M. Perlman eds., North-Holland Company.
- [41] Stone, C.J (1977) "Consistent Nonparametric Regression," *Annals of Statistics*, 5, 595-645.
- [42] Wagstaff, A. (1986), "The Demand for Health: Some New Empirical Evidence," *Journal of Health Economics*, 5, 195-233.
- [43] Windmeijer, F.A.G. y J.M.C. Santos Silva (1997), "Endogeneity in Count Data Models: an Application to Demand for Health Care," *Journal of Applied Econometrics*, 12, 281-294.
- [44] Winkelmann, R. y K.F. Zimmermann (1995), "Recent Developments in Count Data Modelling: Theory and Application," *Journal of Economic Surveys*, 9(1), 1-24.
- [45] White, H., (1980), "A Heteroskedasticity- Consistent Covariance Matrix Estimator and Direct Test of Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 817-838.

TABLA 1: DEFINICION DE VARIABLES

NOMBRE	DEFINICIÓN
CONSULTAS ORDINARIAS	Número de consultas al médico en las últimas dos semanas
CONSULTAS URGENTES	Número de consultas a los servicios de urgencias en el último año
PRIVA	Variable dicotómica. Seguro sanitario de provisión privada: (=1 sí, =0 no)
PUPRI	Variable dicotómica. Doble cobertura, provisión pública y privada: (=1 sí, =0 no)
MUJER	Variable dicotómica. Sexo: (=1 mujer, =0 hombre)
EDAD	Edad del entrevistado
ENF. CRONICAS(*)	Variable dicotómica. Enfermedades crónicas: (=1 si padece, =0 otro caso)
ENFER. AGUDA	Variable dicotómica. Enfermedades fisiológicas agudas en el período de referencia: (=1 sí, =0 no)
SALUD SUB.	Variable que toma cinco valores. Percepción del estado de salud: 1= muy buena, 2= buena, 3= regular, 4= mala, 5= muy mala
ACCIDENTE	Variable dicotómica. Accidente sufrido en el último año: (=1 sí, =0 no)
FUMADOR	Variable dicotómica. Fumador habitual de más de 10 cigarrillos diarios (=1 sí, =0 no)
EXFUMADOR	Variable dicotómica. Exfumador (=1 sí, =0 no)
ALCOHOL(**)	Variable dicotómica. Bebedor habitual de más de 100 cc de alcohol diarios (=1 sí, =0 no)
ASALARIADO	Variable dicotómica. Trabajador asalariado: (=1 sí, =0 no)
SUS LABORES	Variable dicotómica. Sus labores (ama/o de casa) (=1 sí, =0 no)
AUTÓNOMO	Variable dicotómica. Trabajador autónomo (=1 sí, =0 no)
SIN ESTUDIOS	Variable dicotómica. Sin estudios: (=1 sí, =0 no)
SECUNDARIOS	Variable dicotómica. Estudios secundarios: (=1 sí, =0 no)
UNIVERSITARIOS	Variable dicotómica. Estudios universitarios o superiores: (=1 sí, =0 no)
log(RENTA)	Logaritmo de la renta estimada del hogar
NORTE	Variable dicotómica. Región geográfica: (=1 si reside en Asturias, Navarra, Cantabria, País Vasco, o Castilla-León, =0 otro caso)
SUR	Variable dicotómica. Región geográfica: (=1 si reside en Andalucía, Murcia or Extremadura, =0 otro caso)
RURAL	Variable dicotómica. Residencia en una zona rural de < 10.000 habitantes (=1 sí, =0 no)
MEDICOS	Variable continua. Número de médicos por 1000 hab. en la provincia del entrevistado
HOSGE	Número de hospitales generales en la provincia del entrevistado

(*) Las enfermedades crónicas son: enfermedades cardiovasculares, bronquitis crónica, asma, diabetes, hipertensión,

alergia, colesterol elevado y úlcera de estómago.

(**) Para crear esta variable se ha utilizado una tabla de conversión que permite transformar los centímetros cúbicos de diversos tipos de bebidas alcohólicas y su graduación media respectiva, en centímetros cúbicos de alcohol puro (ver Ministerio de Sanidad y Consumo, 1989, pp.298). La frecuencia de consumo que declaran los entrevistados se ha utilizado para aproximar el consumo medio diario. La variable **ALCOHOL** debe tomarse como una aproximación, probablemente sesgada a la baja por la infradeclaración que los entrevistados hacen de un tipo de consumo en el cual el exceso llevan implícitas connotaciones sociales negativas.

TABLA 2: ESTADÍSTICOS DESCRIPTIVOS

	MEDIA	DESV.TÍPICA	MINIMO	MAXIMO
COB. PRIVADA	0.03	0.18	0	1
COB. PUB-PRI	0.06	0.25	0	1
MUJER	0.48	0.50	0	1
EDAD	43	16.41	16	97
ENF-CRONICAS	0.39	0.47	0	1
ENFER.AGUDA (2 semanas)	0.09	0.29	0	1
ENFER. AGUDA (1 año)	0.18	0.38	0	1
SALUD SUB.	2.24	0.74	1	5
ACCIDENTE	0.07	0.26	0	1
FUMADOR	0.34	0.47	0	1
EXFUMADOR	0.14	0.34	0	1
ALCOHOL	0.04	0.20	0	1
ASALARIADO	0.28	0.45	0	1
SUS LABORES	0.21	0.40	0	1
AUTÓNOMO	0.15	0.35	0	1
SIN ESTUDIOS	0.51	0.50	0	1
SECUNDARIOS	0.19	0.39	0	1
UNIVERSITARIOS	0.17	0.37	0	1
log(RENTA×10 ⁻⁶)	14.80	0.47	13.26	16.47
NORTE	0.26	0.44	0	1
SUR	0.16	0.37	0	1
RURAL	0.30	0.45	0	1
MEDICOS	3.85	0.79	2.23	5.61
HOSGE	14.42	14.40	2	59

TABLA 3: FRECUENCIA DE LAS CONSULTAS

NUMERO	CONSULTAS ORDINARIAS	CONSULTAS URGENTES
0	12038	12992
1	2218	1559
2	495	236
3	109	74
4	29	20
5	11	16
6	5	6
7	2	5
8+	15	14
Total	14922	14922

TABLA 4: CONTRASTES DE SOBREDISPERSION

	CONSULTAS AL MEDICO	CONSULTAS DE URGENCIAS
$\hat{\alpha}$ en (4.23)	0.71	1.20
(t-ratio)	5.46	6.48
Dispersión muestral $\text{Var}(Y)/E(Y)$	1.59	1.84

TABLA 5: ESTIMACIONES DEL MODELO DE CONSULTAS AL MEDICO

	MCNL	POISSON	BINEG	MCGS
CTE	-2.224 (0.572) [0.915]	-2.508 (0.662) [0.782]	-2.569 (0.753) [0.920]	-2.683 (0.736) [0.796]
EDAD × 10 ⁻¹	0.163 (0.047) [0.080]	0.206 (0.054) [0.063]	0.204 (0.061) [0.073]	0.237 (0.062) [0.070]
EDAD ² × 10 ⁻³	-0.144 (0.047) [0.083]	-0.186 (0.055) [0.064]	-0.184 (0.064) [0.075]	-0.209 (0.064) [0.074]
MUJER	0.254 (0.035) [0.059]	0.303 (0.040) [0.049]	0.320 (0.046) [0.057]	0.399 (0.046) [0.053]
ENF. CRONICAS	0.098 (0.014) [0.028]	0.171 (0.018) [0.023]	0.206 (0.021) [0.027]	0.160 (0.020) [0.025]
ENF. AGUDA	1.048 (0.032) [0.053]	1.096 (0.038) [0.050]	1.163 (0.045) [0.059]	0.985 (0.046) [0.054]
SALUD SUB.	0.296 (0.017) [0.035]	0.395 (0.021) [0.028]	0.426 (0.024) [0.033]	0.445 (0.023) [0.028]
FUMADOR	-0.011 (0.040) [0.068]	-0.045 (0.045) [0.053]	-0.051 (0.050) [0.061]	-0.049 (0.051) [0.056]
EXFUMADOR	0.166 (0.041) [0.074]	0.203 (0.047) [0.055]	0.207 (0.054) [0.065]	0.305 (0.050) [0.061]
ALCOHOL	-0.331 (0.109) [0.116]	-0.289 (0.102) [0.128]	-0.279 (0.111) [0.149]	-0.371 (0.106) [0.108]
COB. PRIVADA	0.166 (0.068) [0.151]	0.180 (0.085) [0.108]	0.194 (0.098) [0.128]	0.255 (0.083) [0.119]
COB. PUB-PRI	-0.001 (0.058) [0.086]	0.068 (0.065) [0.073]	0.082 (0.074) [0.086]	0.080 (0.072) [0.077]
ASALALARIADO	0.070 (0.041) [0.067]	-0.051 (0.047) [0.055]	-0.070 (0.053) [0.065]	-0.094 (0.052) [0.058]
AUTONOMO	-0.550 (0.055) [0.098]	-0.283 (0.062) [0.075]	-0.317 (0.069) [0.087]	-0.369 (0.070) [0.079]
SUS LABORES	-0.145 (0.039) [0.069]	-0.184 (0.048) [0.056]	-0.198 (0.056) [0.067]	-0.211 (0.053) [0.059]
SIN ESTUDIOS	-0.173 (0.039) [0.070]	-0.121 (0.048) [0.058]	-0.095 (0.055) [0.069]	-0.144 (0.055) [0.064]
SECUNDARIOS	-0.022 (0.048) [0.088]	-0.063 (0.053) [0.060]	-0.068 (0.059) [0.068]	-0.036 (0.058) [0.069]
UNIVERSITARIOS	-0.052 (0.051) [0.096]	-0.041 (0.056) [0.070]	-0.037 (0.063) [0.080]	-0.062 (0.063) [0.072]
log(RENTA × 10⁻⁶)	-0.060 (0.038) [0.064]	-0.073 (0.044) [0.053]	-0.077 (0.051) [0.062]	-0.085 (0.050) [0.054]
RURAL	0.009 (0.034) [0.060]	-0.003 (0.038) [0.046]	-0.002 (0.043) [0.054]	0.009 (0.042) [0.047]
NORTE	-0.107 (0.038) [0.058]	-0.118 (0.041) [0.048]	-0.123 (0.046) [0.056]	-0.104 (0.046) [0.049]
SUR	0.215 (0.037) [0.070]	0.217 (0.045) [0.054]	0.216 (0.052) [0.062]	0.219 (0.048) [0.059]
MEDICOS	0.097 (0.019) [0.032]	0.104 (0.022) [0.027]	0.107 (0.025) [0.031]	0.100 (0.025) [0.027]
α			0.662 (0.053) [0.073]	
log-ver R²	0.14	-8673.66 0.19	-8514.68 0.20	0.08

() Errores estándar [] Errores estándar robustos corregidos

TABLA 6: ESTIMACIONES DEL MODELO DE CONSULTAS URGENTES

	MCNL	POISSON	BINEG	MCGS
CTE	1.418 (0.618) [1.713]	-3.325 (0.796) [1.093]	-4.303 (0.977) [1.516]	-2.907 (0.833) [1.198]
EDAD × 10⁻¹	-0.172 (0.012) [0.032]	-0.148 (0.014) [0.019]	-0.154 (0.018) [0.027]	-0.172 (0.016) [0.021]
MUJER	-0.064 (0.039) [0.095]	0.026 (0.048) [0.064]	0.057 (0.059) [0.088]	0.076 (0.052) [0.066]
ENF. CRONICAS	0.095 (0.018) [0.044]	0.169 (0.024) [0.033]	0.203 (0.031) [0.051]	0.171 (0.028) [0.036]
ENF. AGUDA	0.872 (0.042) [0.070]	0.993 (0.046) [0.063]	1.046 (0.061) [0.096]	1.079 (0.053) [0.067]
ACCIDENTE	0.889 (0.033) [0.082]	1.207 (0.046) [0.058]	1.393 (0.033) [0.061]	1.132 (0.052) [0.069]
SALUD SUB.	0.421 (0.018) [0.052]	0.426 (0.026) [0.039]	0.460 (0.061) [0.082]	0.442 (0.027) [0.040]
FUMADOR	0.038 (0.040) [0.107]	0.092 (0.049) [0.065]	0.104 (0.062) [0.087]	0.064 (0.053) [0.073]
EXFUMADOR	0.176 (0.047) [0.097]	0.172 (0.059) [0.074]	0.160 (0.074) [0.112]	0.228 (0.061) [0.075]
ALCOHOL	-0.02 (0.075) [0.285]	0.003 (0.099) [0.125]	-0.0004 (0.126) [0.167]	0.077 (0.088) [0.153]
COB. PRIVADA	-0.244 (0.106) [0.183]	0.043 (0.110) [0.130]	0.117 (0.134) [0.168]	0.152 (0.103) [0.158]
COB. PUB-PRU	0.266 (0.051) [0.141]	0.169 (0.075) [0.088]	0.173 (0.094) [0.118]	0.264 (0.071) [0.101]
SUS LABORES	0.021 (0.048) [0.112]	-0.092 (0.060) [0.079]	-0.127 (0.075) [0.111]	-0.040 (0.068) [0.081]
AUTONOMO	-0.223 (0.059) [0.144]	-0.260 (0.069) [0.083]	-0.288 (0.085) [0.113]	-0.289 (0.074) [0.103]
ASALARIADO	-0.112 (0.041) [0.097]	-0.114 (0.051) [0.064]	-0.092 (0.063) [0.090]	-0.073 (0.053) [0.070]
SIN ESTUDIOS	0.175 (0.050) [0.135]	0.034 (0.064) [0.088]	0.019 (0.082) [0.132]	0.112 (0.075) [0.096]
SECUNDARIOS	0.193 (0.046) [0.116]	-0.099 (0.058) [0.070]	-0.161 (0.072) [0.096]	0.004 (0.060) [0.076]
UNIVERSITARIOS	0.246 (0.050) [0.129]	-0.020 (0.063) [0.077]	-0.075 (0.077) [0.102]	0.031 (0.064) [0.087]
log(RENTA × 10⁻⁶)	-0.258 (0.040) [0.116]	0.045 (0.052) [0.072]	0.104 (0.064) [0.101]	0.0002 (0.054) [0.079]
RURAL	-0.230 (0.044) [0.090]	-0.294 (0.050) [0.062]	-0.319 (0.062) [0.089]	-0.303 (0.059) [0.067]
NORTE	-0.150 (0.048) [0.102]	-0.067 (0.053) [0.066]	-0.061 (0.065) [0.0923]	-0.074 (0.059) [0.071]
SUR	-0.018 (0.046) [0.099]	0.015 (0.056) [0.071]	0.029 (0.070) [0.103]	0.021 (0.062) [0.078]
HOSGE	0.003 (0.001) [0.002]	0.001 (0.001) [0.002]	0.0006 (0.002) [0.003]	0.002 (0.001) [0.002]
α			1.155 (0.088) [0.121]	.
log-ver R²	0.10	-6531.93 0.18	-6298.86 0.20	0.07

() Errores estándar [] Errores estándar robustos.

**TABLA 7: ESTIMACIONES DEL MODELO DE CONSULTAS AL MEDICO. ESPECIFICACIÓN
VALLA BINOMIAL NEGATIVA.**

	PRIMERA PARTE	SEGUNDA PARTE
CTE	-2.377 [0.927]	-4.270 [2.270]
EDAD $\times 10^{-1}$	0.206 [0.079]	0.201 [0.146]
EDAD $^2 \times 10^{-3}$	-0.173 [0.084]	-0.224 [0.148]
MUJER	0.322 [0.057]	0.378 [0.111]
ENF. CRONICAS	0.290 [0.032]	0.126 [0.053]
ENF. AGUDA	1.625 [0.067]	0.723 [0.104]
SALUD SUB.	0.496 [0.033]	0.380 [0.062]
FUMADOR	-0.104 [0.061]	0.121 [0.127]
EXFUMADOR	0.292 [0.067]	-0.047 [0.144]
ALCOHOL	-0.308 [0.128]	-0.211 [0.497]
COB. PRIVADA	0.239 [0.127]	0.098 [0.314]
COB. PUB-PRI	0.101 [0.093]	-0.024 [0.164]
ASALALARIADO	-0.110 [0.065]	0.080 [0.136]
AUTONOMO	-0.406 [0.083]	-0.069 [0.195]
SUS LABORES	-0.150 [0.073]	-0.399 [0.142]
SIN ESTUDIOS	-0.124 [0.075]	-0.002 [0.137]
SECUNDARIOS	0.0008 [0.068]	-0.331 [0.155]
UNIVERSITARIOS	0.057 [0.076]	0.063 [0.177]
log(RENTA $\times 10^{-6}$)	-0.111 [0.062]	-0.028 [0.144]
RURAL	0.008 [0.053]	-0.004 [0.119]
NORTE	-0.203 [0.057]	0.090 [0.116]
SUR	0.274 [0.064]	0.158 [0.139]
MEDICOS	0.124 [0.031]	0.106 [0.075]
δ		6.262 [7.213]
log-ver	-6315.95	-2.070.96

() Errores estándar robustos corregidos

**TABLA 8: COMPARACION DESCRIPTIVA DE LA INFORMACION DE LA ENS93 Y DE LA
EFP90-91.**

VARIABLES	MEDIA (ENS)	D.T. (ENS)	MEDIA (EPF)	D.T (EPF)
Edad media de los adultos del hogar	44.71	13.95	46.24	15.49
Cabeza de familia sin estudios	0.18	0.38	0.26	0.44
Cabeza de familia con estudios primarios	0.52	0.50	0.55	0.49
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.14	0.35	0.10	0.30
Cabeza de familia diplomado	0.06	0.24	0.04	0.20
Cabeza de familia licenciado o superior	0.08	0.28	0.04	0.19
Número de adultos en el hogar	2.74	1.22	2.53	1.10
Número de niños en el hogar	0.71	0.98	0.85	1.10
Cabeza de familia ocupado	0.41	0.49	0.58	0.49
Cabeza de familia parado	0.09	0.29	0.05	0.22
Cabeza de familia inactivo	0.50	0.50	0.36	0.48
Residencia en núcleo urbano	0.51	0.50	0.51	0.50
Asturias	0.03	0.17	0.03	0.17
Baleares	0.02	0.14	0.02	0.13
Cantabria	0.01	0.11	0.01	0.11
Cataluña	0.16	0.37	0.15	0.36
Extremadura	0.03	0.16	0.03	0.17
Galicia	0.07	0.26	0.07	0.25
Madrid	0.12	0.33	0.12	0.33
Navarra	0.01	0.11	0.01	0.11
País Vasco	0.05	0.23	0.05	0.22
Ceuta y Melilla	0.003	0.05	0.003	0.05
Log(renta), observada en la EPF y estimada en la ENS	14.78	0.47	14.51	0.65

TABLA 9: ESTIMACIONES DEL NIVEL DE RENTA DE LOS ENTREVISTADOS.ENCUESTA:

EPF 1990-91

VARIABLES	MCO (*)	VI (*)
Constante	13.770 (0.042)	12.429 (0.137)
Edad media de los adultos del hogar	0.013 (0.002)	0.045 (0.003)
Edad media de los adultos del hogar (cuadrado)	-0.0002 (0.000)	-0.0004 (0.000)
Cabeza de familia sin estudios	-0.196 (0.008)	-0.188 (0.009)
Cabeza de familia con estudios secundarios	0.208 (0.010)	0.246 (0.013)
Cabeza de familia diplomado	0.368 (0.014)	0.411 (0.017)
Cabeza de familia licenciado	0.427 (0.015)	0.468 (0.019)
log(Número de adultos en el hogar+1)	0.554 (0.009)	0.600 (0.010)
log(Número de niños en el hogar+1)	0.118 (0.007)	
Instrumento (niños)		0.6700 (0.053)
Cabeza de familia parado	-0.210 (0.017)	-0.195 (0.017)
Cabeza de familia inactivo	-0.112 (0.010)	-0.017 (0.014)
Residencia en núcleo urbano	0.118 (0.007)	0.138 (0.008)
Asturias	0.124 (0.022)	0.132 (0.025)
Baleares	0.206 (0.022)	0.219 (0.025)
Cantabria	0.068 (0.025)	0.061 (0.027)
Cataluña	0.162 (0.012)	0.187 (0.014)
Extremadura	-0.111 (0.018)	-0.123 (0.018)
Gallcia	0.045 (0.012)	0.024 (0.013)
Madrid	0.217 (0.016)	0.236 (0.020)
Navarra	0.281 (0.021)	0.282 (0.028)
País Vasco	0.139 (0.012)	0.176 (0.015)
Ceuta y Melilla	-0.299 (0.033)	-0.335 (0.035)
R ²	0.49	0.49

(*) Errores estándar robustos entre paréntesis

ABLA 10: ESTIMACIONES PARA CALCULAR INSTRUMENTO DE LA VARIABLE log(NUMERO DE NIÑOS DEL HOGAR+1)

VARIABLES	ESTIMACIONES MCO (*)
Constante	2.132 (0.036)
Edad	-0.058 (0.001)
Edad al cuadrado	-0.0004 (0.00001)
Número de mujeres en edad fértil	0.160 (0.009)
Vivienda en propiedad (sí = 1)	0.073 (0.0082)
R ²	0.42
SSR	2529.72
SST	6043.40

(*) Errores estándar entre paréntesis